

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA EVROPSKÉ INTEGRACE

Analýza dopadu devizových intervencí České národní banky na export České republiky
Impact Analysis of Foreign Exchange Interventions on Czech Republic's Export Conducted
by the Czech National Bank

Student: Bc. Filip Lasota

Vedoucí bakalářské práce: Ing. Dvoroková Kateřina, Ph.D.

Ostrava 2017

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra evropské integrace

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Filip Lasota**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6210T004 Eurospráva
Téma: Analýza dopadu devizových intervencí České národní banky na export České republiky
Impact Analysis of Foreign Exchange Interventions on the Czech Republic's Export Conducted by the Czech National Bank

Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Teorie zahraničního obchodu a měnového kurzu
 3. Metodická východiska zkoumání dopadu intervencí ČNB na export ČR
 4. Makroekonomická analýza vstupní datové základny
 5. Makroekonomické modelování a vyhodnocení dopadu devizových intervencí ČNB na export ČR
 6. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

BALDWIN, Richard E. a Charles WYPLOSZ. *Ekonomie evropské integrace*. 4. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013. ISBN 978-80-247-4568-8.
FOJTÍKOVÁ, Lenka a Bohdan VAHALÍK. *Zahraniční obchod České republiky pod vlivem globalizačních jevů a procesů*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2015. ISBN 978-80-248-3822-9.
KRUGMAN, Paul R. a Robin WELLS. *Macroeconomics*. 4th ed. New York: Worth Publishers, 2015. ISBN 14-641-1037-9.

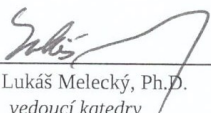
Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.


Vedoucí diplomové práce: **Ing. Kateřina Dvoroková, Ph.D.**

Datum zadání: 24.11.2017

Datum odevzdání: 27.04.2018



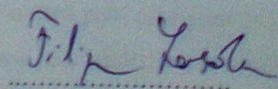

Ing. Lukáš Melecký, Ph.D.
vedoucí katedry


prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal
děkan fakulty

Prohlášení

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně za pomoci zdrojů uvedených v seznamu použité literatury.“

V Ostravě dne 23.4.2018



Filip Lasota

Poděkování

Rád bych poděkoval paní Ing. Kateřině Dvorokové, Ph.D. za odborné rady a cenné připomínky, které mi při vedení diplomové práce poskytla. Poděkování patří také paní Mgr. Janě Závacké za pomoc při sestrojování ekonometrického modelu a jeho následnou kontrolu. V neposlední řadě bych chtěl poděkovat rodině a blízkým přátelům za podporu, povzbudivá slova a vytvoření pohodlného zázemí pro zpracování práce.

Obsah

1.	Úvod.....	5
2.	Teorie zahraničního obchodu a měnového kurzu	8
2.1	Význam měnového kurzu v zahraničním obchodu	13
2.1.1	Typologie měnových kurzů.....	14
2.1.2	Měnové režimy.....	15
2.1.3	Devizové intervence	17
2.2	Marschall-Lernerova podmínka	18
2.3	J-křivka	19
2.4	Teorém lokomotivy	20
2.5	Faktory ovlivňující vývoj exportu ČR.....	21
2.6	Dílčí shrnutí	23
3.	Metodická východiska zkoumání dopadu intervencí ČNB na export ČR	24
3.1	Formulace modelu	27
3.2	Sběr dat a jejich analýza	29
3.3	Odhady parametrů modelu	30
3.4	Verifikace modelu	32
3.5	Využití odhadnutého modelu.....	33
3.6	Dílčí shrnutí	34
4.	Makroekonomická analýza vstupní datové základny.....	35
4.1	Grafické znázornění vývoje časových řad.....	35
4.2	Analýza chybějících hodnot a extrémních hodnot	41
4.3	Dekompozice časových řad	44
4.4	Teritoriální a komoditní struktura exportu ČR.....	46
4.5	Vývoj doplňujících proměnných v čase	48
4.6	Průběh devizových intervencí v ČR.....	49
4.7	Dílčí shrnutí	50

5. Makroekonometrické modelování a vyhodnocení dopadu devizových intervencí ČNB na export ČR	51
5.1 Odhad lineárního regresního modelu a korelační matice proměnných	51
5.1.1 Odhad modelu v úrovních	52
5.1.2 Odhad modelu v diferencích	53
5.1.3 Odhad modelu v přirozených logaritmech	54
5.1.4 Odhad modelu v růstech	55
5.1.5 Shrnutí a výběr nejvhodnějšího modelu	57
5.2 Statistická verifikace odhadnutých parametrů v modelu	58
5.2.1 Ověření statistické významnosti regresních koeficientů vybraného modelu	58
5.2.2 Ověření statistické významnosti modelu jako celku	61
5.3 Ekonometrická verifikace modelu – testování problémů	62
5.3.1 Autokorelace	62
5.3.2 Heteroskedasticita	68
5.3.3 Multikolinearita	71
5.3.4 Normalita reziduí	73
5.3.5 Specifikace modelu	76
5.4 Ekonomická verifikace nejlepšího korigovaného modelu	78
5.5 Predikce na další 4 období	81
5.6 Závěrečná diskuze k devizovým intervencím	83
5.7 Dílčí shrnutí	84
6. Závěr	85
Seznam použité literatury	87
Seznam zkratk	92
Prohlášení o využití výsledku diplomové práce	
Seznam příloh	
Přílohy	

1. Úvod

S postupnou globalizací a liberalizací mezinárodního obchodu stoupá významnost zahraničního obchodu jako hlavního růstového kanálu ekonomiky. V podmínkách malé otevřené ekonomiky jako je Česká republika (ČR), která se se svou geografickou polohou stala významnou obchodní tepnou spojující západní a východní Evropu, to platí dvojnásob. Důležitou roli v tomto ohledu hrají centrální banky národních států, v případě států eurozóny Evropská centrální banka. Pro Českou republiku tuto úlohu plní Česká národní banka (dále ČNB), jež provádí měnovou politiku, včetně ovlivňování směnného kurzu české koruny. Primárním cílem ČNB je podle Ústavy ČR péče o cenovou stabilitu, toho je dosaženo změnami v nastavení měnových podmínek a využitím měnověpolitických nástrojů. Je uplatňován režim cílování inflace, kdy od roku 2010 by se měla inflace pohybovat v rozmezí 1 % až 3 % s optimální úrovní 2 %. Běžným nástrojem pro ovlivňování vývoje spotřebitelských cen jsou krátkodobé tříměsíční úrokové sazby, avšak v posledních pár letech se ČR potýkala s neefektivností tohoto nástroje. V roce 2013 dosáhly úrokové míry technické nuly a bylo třeba hledat nová řešení. Pod hrozbou deflace se ČNB v listopadu uchýlila k intervencím na devizových trzích s kurzovým závazkem udržet měnový kurz nad hranicí 27 CZK/EUR. Základním principem devizových intervencí je nákup cizích měn centrální bankou a současně zvýšení množství domácí měny v oběhu, čímž dojde k navýšení domácí inflace a zároveň zvýšení rezerv zahraničních měn centrální banky. Dle ČNB je jedním z vedlejších účinků zvýšení konkurenceschopnosti domácích výrobků na zahraničních trzích prostřednictvím relativního zlevnění cen, což by se teoreticky mělo odrazit ve zvýšeném tuzemském exportu. Navíc dojde ke zdražení zahraničního zboží a služeb, což by mělo částečně přesměrovat poptávku na domácí zboží a tím i dále zvýšit cenovou hladinu.

Problematika devizových intervencí vyvolala značný zájem jak ze strany ekonomů, tak odborné, ale i laické veřejnosti. Názory všech zúčastněných subjektů se často podstatně liší. První skupinu tvoří část ekonomů a exportně založené firmy v čele s novým guvernérem ČNB Jiřím Rusnokem, kteří zastávají a podporují tento krok. Pan Rusnok potvrdil správnost rozhodnutí svého předchůdce a rozhodl se dále pokračovat v kurzovém závazku s avizovaným koncem v druhé polovině roku 2017. Na druhé straně názorového spektra stojí další část ekonomů a veřejnost, která oslabení koruny odsuzuje a podle nich to vede jen k oslabení firem závislých na dovozech. Skeptický postoj zaujímá také bývalý český prezident Václav Klaus, jenž se domnívá, že tento nástroj je nejen neefektivní, ale navíc po ukončení povede k recesi.

Hlavním cílem práce není ospravedlnit nebo vyvrátit správnost provedení devizových intervencí, nýbrž stanovit jak velký dopad měly na zvýšení exportu ČR. Dílčím cílem je analyzovat průběh devizových intervencí, stanovit hlavní determinanty ovlivňující vývoz a kvantifikovat jejich významnost.

Diplomová práce je rozčleněna do čtyř stěžejních kapitol. Každá kapitola je ukončena dílčím shrnutím, doplněným o úvod a závěr. Druhá kapitola je teoretického charakteru a stanovuje základní principy, dle kterých se řídí další části práce. Nejprve jsou zde rozvedeny teorie a jiné aspekty zahraničního obchodu, kterými objasňují základní procesy fungování exportu. Následně je podrobněji rozebrána úloha měnového kurzu v zahraničním obchodu, typologie kurzů a měnové režimy, měnová politika a obecný proces devizových intervencí. Proběhne stručný rozbor Marshall-Lernerovy podmínky, J-křivky a teorému lokomotivy. Dále jsou identifikovány a charakterizovány veličiny, které by dle teoretických východisek měly mít vliv na vývoj exportu. Ve třetí kapitole, která je metodické povahy, proběhne stručné stanovení metod pro zkoumání dopadu, jejich předpokladů pro použití a popis postupu modelování. Čtvrtá kapitola je již praktického rázu a soustřeďuje se na úvodní analýzu dat. Proběhne popis datové základny a dále její očištění o sezónnost, cykličnost a trend. Jednotlivé veličiny jsou zkoumány v čase a doplněné o komentáře vysvětlující jejich vývoj, dále proběhne komparace s očištěnou řadou. Následně je popsán průběh devizových intervencí v podmínkách České republiky z pohledu jejich objemu. Kapitola je doplněna o teritoriální a komoditní strukturu zahraničního obchodu ČR. Ekonometrická analýza a vyhodnocení je zpracováno v páté kapitole. Je zde sestaven ekonometrický model s ohledem na předurčené předpoklady. Modelem je zkoumán dopad devizových intervencí na export a také určení, jak významný vliv mají jiné stanovené veličiny. Vytvořený model je dále podroben statistické, ekonometrické a ekonomické verifikaci, včetně interpretace výsledků. V závěru kapitoly je nastíněn možný budoucí vývoj závislé proměnné.

Při zpracování diplomové práce jsou využity kvantitativní, ale i kvalitativní metody. Klíčovým elementem přitom je regresní analýza, která umožňuje zkoumat a zhodnotit vztah mezi vybranými proměnnými. Hypotézy budou průběžně verifikovány pomocí sofistikovaných testů. Ostatní metody mají doprovodný charakter a čerpají z prvků deskriptivní ekonomie – komparace, deskripce, syntéza, dedukce, analogie. Jako referenční země k České republice bylo zvoleno Slovensko a Německo. Slovensko vzhledem k tomu, že představuje obdobnou ekonomiku, co se týče velikosti a struktury jako ČR, ale i kvůli

historickému pozadí, Německo protože je největším partnerem ČR v mezinárodním obchodu a je považováno za jednu z největších a nejlépe fungujících ekonomik na světě.

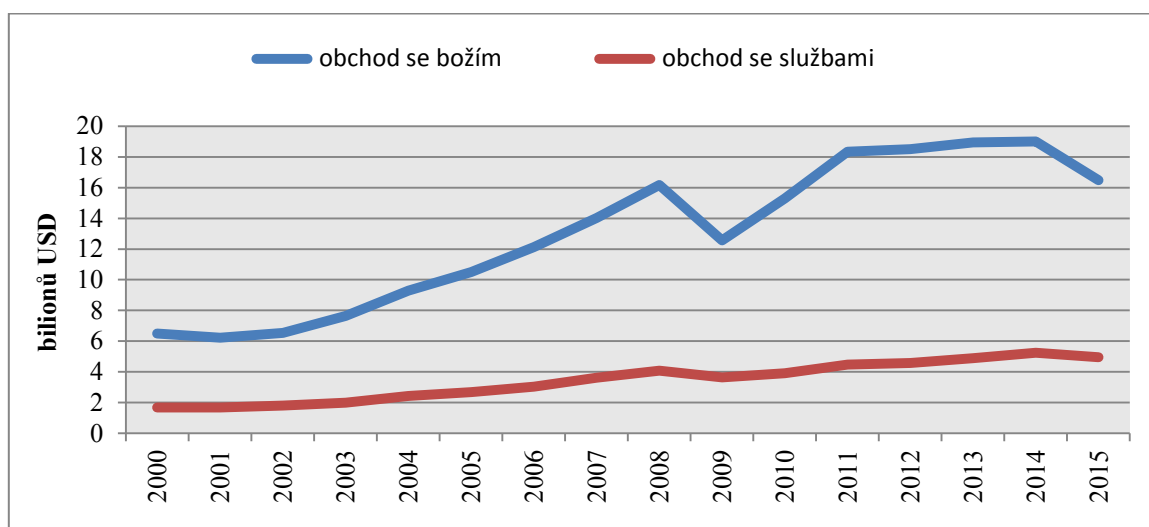
Jako počátek referenčního období byl dle dostupnosti časových řad stanoven čtvrtý kvartál roku 1999 a jako konec referenčního období třetí kvartál roku 2016, avšak většina vykazovaných grafů a tabulek bude prezentována podle dostupnosti dat. Převážná část dat je čerpána z databáze evropského statistického úřadu (EUROSTAT) a systému časových řad ARAD České národní banky, avšak místy je využito alternativních zdrojů.

2. Teorie zahraničního obchodu a měnového kurzu

Cihelková (2008) tvrdí, že předmětem zkoumání teorií zahraničního obchodu jsou ekonomické transakce mezi zahraničními a domácími subjekty, které na sebe vzájemně působí s cílem výměny zboží a služeb za peněžní prostředky. Obecně lze obchod rozdělit do tří úrovní, v závislosti od míry aktivity. V zahraničním obchodu realizuje jedna země obchodní transakce přes hranice jednoho státu. Mezinárodním obchodem se rozumí souhrn jednotlivých zahraničních obchodů jednotlivých států. Za sumu všech směnných transakcí uskutečněných v mezinárodním prostředí za určité časové období se považuje globální obchod. Postupné zvyšování významnosti a hodnoty globálního obchodu zachycuje graf 2.1. Přestože existují určité rozdílnosti v termínech zahraniční a mezinárodní obchod, budou v práci tato názvosloví používána zaměnitelně a budou znázorňovat obchod země přeshraničního charakteru v určitém období s jednou či více zeměmi.

Jedno z dělení ve světové literatuře štěpí ekonomické teorie zahraničního obchodu na nabídkové a poptávkové. V nabídkových teoriích jsou zkoumány příčiny a procesy vytváření zahraničního obchodu (např. teorie absolutních a komparativních výhod, teorie vybavenosti země výrobními faktory nebo teorie alternativních nákladů), kdežto v případech poptávkových teorií je orientace zaměřena na cenovou úroveň zboží (např. teorie směnných relací). Členěním, podle vytvářených doporučení pro realizaci hospodářské politiky, lze teorie zahraničního obchodu rozdělit na liberální a protekcionistické. Při uplatňování liberálního přístupu (z lat. *liberalis*, týkající se svobody) jsou prosazována opatření, která vedou k odbourávání obchodních překážek a k podpoře svobodného obchodu, přičemž odsuzují zásahy států ovlivňující konkurenční prostředí a uplatňují přístup, který vede k otevření všech sektorů ekonomiky zahraničnímu obchodu. U protekcionistických teorií (z lat. *protection*, chránit, ochrana) je prosazován protikladný přístup se snahou ochránit domácí trh. Cílem je zabránit vystavování domácích výrobců vyššímu tlaku, resp. konkurenci. Ochrannářský postoj je realizován pomocí obchodních bariér namířených proti zahraniční konkurenci. Existuje extrémní případ označovaný jako autarkie, ve kterém je ekonomika soběstačná a nezávislá na zahraničním obchodu. Současné poznatky z ekonomických teorií a praxe potvrzují, že přínosy z praktikování protekcionistické politiky mají pouze krátkodobý účinek a v dlouhém období vedou k izolaci, zaostávání ekonomiky, růstu cen, snižování životní úrovně a k ztrátě hospodářského kontaktu země s vnějším světem. Příkladem extrémního protekcionismu, tedy autarkie, může být v dnešním světě považována Severní Korea (Fojtíková, 2015; Cihelková, 2008).

Graf 2.1 Vývoj světového obchodu se zbožím a službami (bilionů USD)



Zdroj: World Bank (2017a, 2017b), vlastní zpracování

Co se týče chronologického vývoje, je za jednu z prvních koncepcí zahraničně-obchodní politiky považován merkantilismus. Merkantilismus byl formou protekcionistické politiky uplatňované v 16. až 18. století. Podle merkantilistů byl hlavním zdrojem růstu bohatství národa zahraniční obchod, jehož kladnou bilancí se dosahovalo hromaděním zlata a drahých kovů. Avšak v dlouhém období nárůst objemu drahých kovů v ekonomice způsobí růst cenové hladiny a postupnou ztrátu konkurenceschopnosti domácích výrobků. Tento proces popsal a formuloval David Hume se svou kvantitativní teorií peněz. Za hlavního představitele merkantilismu je považován Thomas Mun, který na zahraniční obchod nahlížel jako na hru s nulovým součtem. Odlišný přístup zaujímali v polovině 18. století fyziokraté, dle jejich názoru byl zdrojem bohatství národů zemědělský sektor a úroveň produktivity práce. Zásadní průlom v rozvoji teorií zahraničního obchodu přinesla klasická politická ekonomie s Adamem Smithem a na ni navazující neoklasická ekonomie (Kalinská, 2010).

O smyslu zapojení země do mezinárodního obchodu pojednává Adam Smith a teorie absolutních výhod, kterou zpracoval ve svém díle „Pojednání o podstatě a původu bohatství národů“ (1776). Tuto teorii dále rozvinul David Ricardo se svou teorií komparativních výhod, kterou publikoval ve své knize „Zásady politické ekonomie a zdanění“ (1817). Podle teorie absolutních výhod by se země měla specializovat na výrobu produktu, u něhož má absolutně nižší náklady oproti všem jiným zemím, a směňovat ho na mezinárodním trhu za ostatní zboží. Zda země získá efekt absolutně nižších nákladů na výrobu určitého produktu, závisí na přírodních podmínkách, kvalitě lidského kapitálu a úrovni technické rozvinutosti; tyto

faktory pak v konečném důsledku ovlivní produktivitu lidské práce. Podle Adama Smithe se zahraniční obchod díky mezinárodní dělbě práce stává hrou s kladným součtem a je vytvářen synergický efekt, zásluhou kterého je dosaženo lepší pozice, než kdyby transakce proběhla na domácím trhu, na kterém panují méně příznivé podmínky. Případem, kdy země nedisponuje absolutní výhodou v žádném výrobku či službě, se zabíral David Ricardo se svou teorií komparativních výhod.

Tabulka 2.1 Příklad komparativní výhody v zahraničním obchodu

	Náklady na výrobu počítače	Náklady na výrobu auta
Česko	10	20
Slovensko	40	60

Zdroj: vlastní zpracování

Komparativní výhoda je založena na relativních nákladech práce, kde země, která nemá absolutní výhodu, se bude specializovat na produkt, u něhož je absolutní nevýhoda nejmenší. Obráceně, země s absolutní výhodou se bude zaměřovat na výrobu a export produktu, u něhož je absolutní výhoda v nižších nákladech relativně největší. Druhou komoditu, kterou se podle teorie nevyplatí produkovat, budou země dovážet. Z tabulky 2.1 lze odvodit, že Česko má absolutní výhodu v produkci obou statků, jelikož je vyprodukuje levněji než Slovensko. Česko má rovněž komparativní výhodu v produkci počítačů, jelikož zde má absolutní výhodu relativně největší. Počítače vyrobí čtyřikrát efektivněji, kdežto automobily jen třikrát efektivněji. Proto se Slovensko v souladu s principy teorie komparativních výhod bude specializovat na produkci automobilů, kde má absolutní nevýhodu relativně nejmenší. Třemi hlavními zdroji komparativních výhod jsou: rozdíly v klimatu, rozdíly ve vybavenosti výrobními faktory a rozdílná technologická úroveň. V případě České republiky lze nalézt komparativní výhodu v relativně výhodném zeměpisném umístění uprostřed Evropy spolu s poměrně dobře vzdělanou a levnou pracovní silou (Fojtíková, 2015).

Na tuto teorii navázal John Stuart Mill, který ji ve svém díle „Principy politické ekonomie“ (1848) rozšířil o teorii reciproční poptávky, ta se zabývá mezinárodními směnnými poměry a rozdělením přínosu z obchodu mezi zeměmi. Mill pracuje ve své teorii s produktivitou práce na rozdíl od Ricarda, který využívá nákladu práce. Podle něj rovnováhy směnných relací jsou určeny rovnicí vzájemné poptávky. Hodnota směnného poměru se pohybuje v intervalu, kde horní a dolní mez představují národní směnné poměry obou zemí, vycházející z teorie komparativních výhod před zahájením zahraničního obchodu. Konkrétní hodnotu mezinárodního směnného poměru lze určit v případě, že nabídka a poptávka u obou

zemí je v rovnováze. Mill došel k závěru, že celkový přínos z mezinárodní dělby práce závisí na mezinárodním směnném poměru a národním směnném poměru před zahájením zahraničního obchodu. Čím méně se národní směnný poměr blíží tomu mezinárodnímu, tím větší přínos země získá. Druhým důležitým závěrem je, že pokud obchoduje země s malou poptávkou po zahraničním zboží a země s velkou poptávkou po zahraničním zboží, tak země orientovaná na domácí zboží si bude připisovat větší díl výhod z mezinárodní směny. Pro vysvětlení aplikujeme teorii reciproční poptávky na příklad z tabulky 2.1. Česko má komparativní výhodu u produkce počítačů, jelikož je dokáže vyrábět s 100% vyšší produktivitou než auta, zatímco Slovensko dokáže vyrábět počítače jen s 66% vyšší produktivitou (čtyřicet děleno šedesáti). Na Slovensku by se tedy místo 10 aut vyrobilo 16 počítačů, zatímco v Česku 20. Po zahájení zahraničního obchodu začnou slovenští obchodníci vyvážet automobily do Česka a dovážet počítače. Vývoz automobilů zvýší jejich cenu na slovenském trhu a sníží ji na českém (pro počítače to platí analogicky obráceně). Arbitráž bude pokračovat, dokud se na obou trzích, podle zákona jedné ceny, nevytvoří stejná cena (mezinárodní směnný poměr) pro oba statky. Cena automobilu se podle teorie ustálí někde mezi 20 až 60 jednotek práce za kus. Obecně se reálné směnné relace měří pomocí ukazatele komoditních směnných relací (Terms of Trade) jako poměr cenového indexu exportu k cenovému indexu importu, pro přehlednost je možno hodnotu vynásobit stem. Pokud je index směnných relací vyšší než sto, tak ceny exportu rostou rychleji, respektive klesají pomaleji než ceny importu a pro ekonomiku jsou ceny na zahraničních trzích přívětivější. Znamená to, že stát jako celek zaplatí za dovážené produkty méně, jinými slovy může méně exportovat, aby si zachoval vyváženou platební bilanci. Analogicky obráceně tento postup funguje, když je index menší než jedna. Z tabulky 2.2 je patrné, že v roce 2008 byla ČR v poměrně dobré kondici, ale vlivem světové finanční a ekonomické krize došlo k oslabení české pozice. Od roku 2012 se podařilo překonat hranici 100, co svědčí o konkurenceschopnosti českých výrobků na zahraničních trzích (Krugman, 2015; Fojtíková, 2015).

Tabulka 2.2 Meziroční vývoj směnných relací ČR

Rok	2007	2008	2009	2010	2011
Index	98,4	104,2	97,3	97,5	98,7
Rok	2012	2013	2014	2015	2016
Index	101,5	101,8	100,9	100,2	101,2

Zdroj: ČSU (2017a), vlastní výpočet a zpracování

Heckscher-Ohlinova teorie vybavenosti země výrobními faktory, kterou již řadíme do neoklasické ekonomie, pracuje s náklady obětovaných příležitostí a doplňuje předchozí teorie o faktor kapitálu. Původní model sestavil švédský ekonom Eli Heckscher v roce 1919 a později byl doplněn jeho studentem Bertil Ohlinem při vydání knihy „Meziregionální a mezinárodní obchod“ v roce 1933. Hlavní myšlenka spočívá v předpokladu, že země se liší svou relativní vybaveností kapitálu. V zemi, která je relativně lépe vybavena nějakým výrobním faktorem (práce, půda, kapitál), bude faktor v hojném zastoupení levnější a země se zaměří na výrobu produktů náročných na tento prvek. Naopak nedostatkový výrobní faktor bude poměrně drahý. Cena faktorů by tedy měla mít vliv na komoditní strukturu zahraničního obchodu. Model, přestože byl předmětem kritiky a jeho fungování bylo vyvráceno tzv. Leontiefovým paradoxem (1953), je považován za pokrok v rozvoji ekonomických teorií. Leontiefovým paradoxem je označována empirická analýza Wassilyho Leontiefa, který testoval tuto teorii na ekonomice Spojených států amerických. Došel k závěru, že USA byla země s největším přebytkem kapitálu, přesto vyvážela výrobky náročnější na práci než na kapitál, a tedy v přímém rozporu s Heckscher-Ohlinovou teorií (Štěrbová, 2013; Fojtíková, 2015).

Nový směr v teorii mezinárodního obchodu přineslo keynesiánství s jeho představitelem Johnem Maynardem Keynesem v čele. Jako jeho nejznámější dílo je považována Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz z roku 1936. I když zkoumání obchodu nebylo úhlavním cílem keynesiánců, tak přesto přispěli k rozšíření teorie a umožnili nové vnímání této problematiky, prostřednictvím nově vytvořených modelů a předpokladů. Keynesiánci se v souvislosti se zahraničním obchodem zabývali například koupěschopnou poptávkou, obchodní bilancí, otevřeností ekonomiky, vlivem investic na zahraniční obchod, multiplikátorem zahraničního obchodu, vlivem zahraničního obchodu na nezaměstnanost, vlivem různých typů měnových kurzů na zahraniční obchod apod. Jedním ze závěrů je, že export zvyšuje výdaje na domácím trhu, které se později projeví ve zvýšeném národním důchodě (výstupu ekonomiky). V opačném případě import snižuje výdaje a tím pádem i národní důchod. Protipól keynesiánství tvořili monetaristé, kteří částečně navazují na neoklasické teorie. Nejznámějším a nejvýznamnějším představitelem byl Milton Friedman, jenž působil hlavně v druhé polovině dvacátého století. Podle monetaristů tvoří fungující ekonomiku, a tedy platební bilanci, především trh peněz, na kterém se vzájemně ovlivňují měnové kurzy, platební bilance a cenová hladina (Fojtíková, 2015; Krugman, 2015).

Teorie technické mezery formulovaná M. V. Posnerem v knize „Mezinárodní obchod a technická změna“ (1961) se řadí k alternativním teoriím a přihlíží k rozdílné úrovni technologické vyspělosti, které mají pro vývoz velmi významný vliv. Nové inovativní výrobky, po kterých je poptávka a generují zisk, přinášejí subjektu dočasný monopol a přístup na zahraniční trhy za zvýhodněných podmínek. Ostatní země, které dováží tento produkt, se snaží vyvinout obdobný produkt splňující stejný účel. V případě, že se tak stane, původní firma, která měla technologický náskok, reinvestuje inkasované zisky z monopolního postavení zpět do vývoje. Celý cyklus se opakuje a země vyvážející sofistikovaný výrobek získává znovu převahu. Inovace vytvářejí v krátkém období technologickou mezeru mezi inovátorem a ostatními subjekty (Cihelková, 2008). Vývoj výdajů na výzkum a vývoj, od kterých lze odvodit relativní úroveň technologické vyspělosti, referenčních zemí zobrazuje tabulka 2.3.

Tabulka 2.3 Výdaje na VaV vybraných zemí (% HDP)

Země	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Česko	1,12	1,11	1,10	1,15	1,15	1,17	1,23	1,31
Slovensko	0,64	0,63	0,56	0,56	0,50	0,49	0,48	0,45
Německo	2,39	2,39	2,42	2,46	2,42	2,42	2,46	2,45
Země	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Česko	1,24	1,30	1,34	1,56	1,78	1,90	1,97	1,95
Slovensko	0,46	0,47	0,62	0,66	0,80	0,82	0,88	1,18
Německo	2,60	2,72	2,71	2,80	2,87	2,82	2,89	2,87

Zdroj: Eurostat (2016b), vlastní zpracování

Přestože postupný vývoj teoretických přístupů v čase přinesl mnoho teorií, konceptů a modelů, pro potřeby práce byly vybrány jen ty nejdůležitější.

2.1 Význam měnového kurzu v zahraničním obchodu

Měnový neboli devizový kurz představuje vztah mezi domácí a zahraniční měnou, kde jedna měna je vyjádřena v jednotkách jiné měny. Bez vnějších zásahů je výměnný poměr, tedy cena, utvářena běžným mechanismem nabídky a poptávky na devizovém trhu. Vývoj měnového kurzu lze sledovat v běžných cenách (nominální vyjádření) nebo ve stálých cenách (reálné vyjádření). Každý nákup cizí měny je současně prodejem domácí měny. Trhy rozlišujeme na hotovostní trh valut a bezhotovostní trh deviz.

2.1.1 Typologie měnových kurzů

Veřejnost se nejčastěji setká s nominálním vyjádřením měnového kurzu, který, jak už jsme zmínili, vyjadřuje cenu měny v jednotkách jiné měny. Tento zápis lze uvádět dvěma způsoby, které jsou označovány jako přímé a nepřímé kótování. Přímé kótování udává, kolik jednotek domácí měny je třeba vynaložit na získání jedné jednotky zahraniční měny, kdežto u nepřímého kótování je kurz určen jako podíl zahraniční měny k domácí. V dalších částech práce bude využito způsobu přímé kotace. Nominální měnové kurzy jsou vyhlášovány jednotlivými bankami v kurzovním lístku, který lze nalézt ve vybraném tisku nebo na internetu. Reálný měnový kurz zohledňuje kupní sílu ekonomik a vyjadřuje, v jakém poměru se směňují statky domácí země za zahraniční statky. Jinými slovy je to poměr zahraničních cen převedených do domácí měny k domácím cenám. Je také vodítkem ke stanovení míry konkurenceschopnosti země v zahraničním obchodu. Vzájemný vztah nominálního a reálného devizového kurzu k cenovým hladinám vyjadřuje rovnice 2.1.

$$R = E \cdot \frac{P^*}{P}, \quad (2.1)$$

kde R označuje reálný měnový kurz, E představuje nominální měnový kurz, P^* znázorňuje zahraniční cenovou hladinu a P je domácí cenová hladina.

Pokud reálný kurz roste, hovoříme o znehodnocení a v důsledku toho dochází k růstu poptávky po domácím zboží jak v ekonomice, tak v zahraničí, zatímco poptávka po zahraničních produktech klesá (viz kapitola 2.2). V případě zhodnocení je situace opačná (Hlaváček, 2013a).

Pokud poměříme vztah dvou měn, jedná se o bilaterální kurz (např. CZK/EUR, CZK/USD), avšak někdy je důležité znát průměrný vývoj měny vůči ostatním měnám. Za tímto účelem je konstruován efektivní neboli multilaterální měnový kurz, kterým je poměřován vývoj měny oproti vybranému koši měn. Standardně, pro exportně orientovanou ekonomiku je koš sestaven z měn hlavních obchodních partnerů, kde každé měně je přiřazena určitá váha v závislosti od teritoriální struktury obchodu a její velikosti (Hlaváček, 2013a).

Z pohledu časového vypořádání transakce rozlišujeme dva kurzy, a to promptní (spotový) a termínový (forwardový). Spotovým kurzem se rozumí kurz, který je na měnových trzích platný v daném okamžiku a transakce proběhne k tomuto momentu. Kdežto termínový kurz je stanoven k datu uzavření transakce, ale její vypořádání proběhne v předem dohodnutém termínu (Hlaváček, 2013a).

2.1.2 Měnové režimy

Vývoj měnového kurzu je přirozeně řízen zákony trhu, avšak důležitou roli hraje rovněž centrální banka, popřípadě vláda. Základní otázkou, kterou řeší autority, je, v jakém režimu se bude měna pohybovat. Obecně rozlišujeme dva protikladné přístupy a jejich kombinace, které se liší dle míry zásahu ze strany centrálních autorit. První přístup je založen na respektování vývoje měnového kurzu prostřednictvím poptávky a nabídky. Režim volně plovoucích kurzů neboli floating spočívá na žádných, potažmo velmi omezených zásazích států do vývoje na trhu. Floating rozlišujeme na čistý a řízený. Při čistém floatingu nemá centrální banka povinnost zasahovat a jakákoliv stabilizace kurzu je ryze tržní záležitostí. Kdežto při řízeném floatingu má centrální banka výhradní právo zasahovat a konat nutná opatření k ovlivňování kurzu. Při fixním režimu dochází prostřednictvím oficiálních intervencí k udržování určité úrovně nominálního devizového kurzu. Existuje mnoho modifikací a variant fixního režimu, které zohledňují různé strategie národních centrálních bank. Jedním ze základních druhů fixního kurzu je fluktuační pásmo (target zone). Centrální banka vyhláší tzv. centrální paritu, čili preferovaný kurz a oscilační pásmo, ve kterém se může kurz pohybovat. Pokud je toto pásmo překročeno, zahájí centrální banka intervence. U čistě fixního kurzu (hard peg) nedochází k jeho výkyvům od stanovené úrovně. U měkkého fixování (soft peg) jsou stanoveny pravidelné intervaly, při kterých je kurz navrácen k předem určené paritě. Přizpůsobitelné zavěšení (adjustable peg)¹ mění paritní cenu podle okolností. Při využívání posuvného zavěšení (crawling peg)² dochází k permanentnímu zafixování měny na paritě, ale její úroveň se mění podle předem definovaného vzorce. Mezi extrémní formy hard pegu můžeme zařadit dolarizaci a režim měnového výboru. Dolarizace³ spočívá v převzetí zahraničního platidla jako oficiální měny a zřeknutí se možnosti uplatňovat vlastní monetární politiku, přičemž národní měna je buď zrušena, nebo používána paralelně. Měnový výbor (currency board)⁴ je dalším kurzovým režimem založeným na fixaci národní měny na rezervní, přičemž měnový výbor musí zajistit plnou směnitelnost měn a jejich stoprocentní krytí (IMF, 2014; Hoover, 2014).

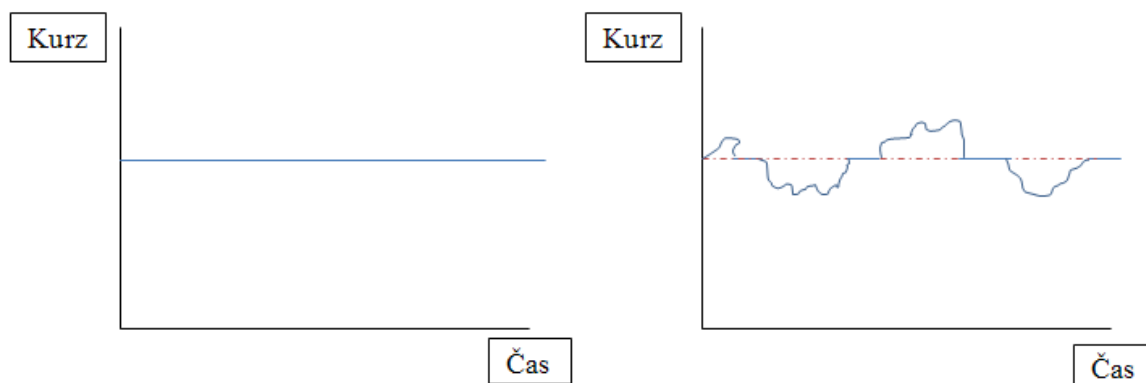
¹ Využíván při Brettonwoodském měnovém systému.

² Země využívající crawling peg: např. Nicaragua, Botswana.

³ Země využívající dolarizaci: např. Kosovo, Černá Hora, San Marino.

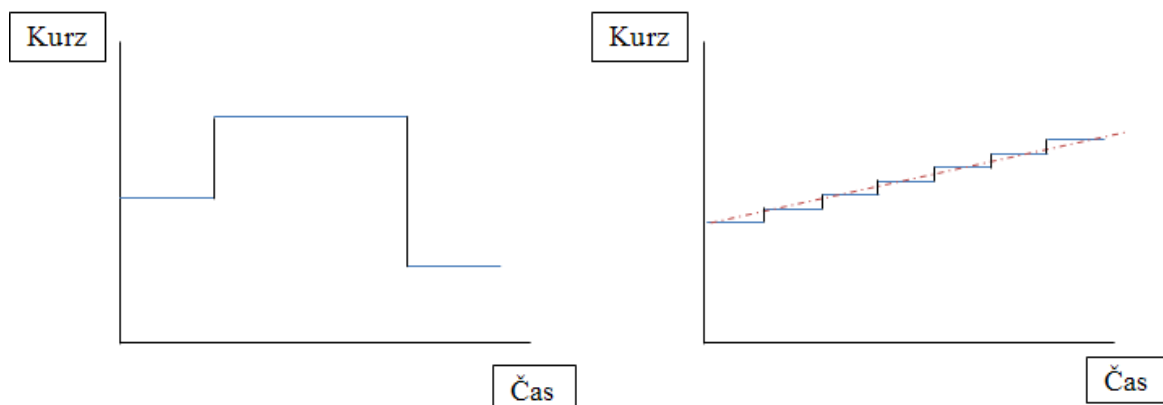
⁴ Země využívající měnový výbor: např. Bosna a Hercegovina, Bulharsko.

Graf 2.2 Hard peg (vlevo) a soft peg (vpravo)



Zdroj: vlastní zpracování na základě přednášky A. Meleckého (2016)

Graf 2.3 Adjustable peg (vlevo) a crawling peg (vpravo)



Zdroj: vlastní zpracování na základě přednášky A. Meleckého (2016)

Odlišné členění uvádí Mezinárodní měnový fond (IMF), který je organizací podporující světovou monetární spolupráci, zajišťování finanční stability, usnadňování mezinárodního obchodu aj. IMF doplňuje terminologii o crawl-like uspořádání a stabilizované uspořádání. Crawl-like uspořádání⁵ (volně přeloženo jako obdobné k posuvnému) funguje na stejném principu jako crawling peg, jenže posouvání parity je často velmi malé a v delších časových intervalech. Za stabilizované uspořádání⁶ se považuje kurz, který není v režimu floatingu a minimálně po dobu šesti měsíců zůstává v rozpětí 2 % od spotového kurzu. Požadované míry stability může být dosaženo buď s ohledem k jedné měně, nebo koši měn. Pro klasifikaci jako stabilizované uspořádání je vyžadováno, aby byla splněna statistická kritéria a směnný kurz zůstal stabilní v důsledku oficiálních zásahů. Při tomto režimu není

⁵ Země využívající crawl-like uspořádání: např. Jamajka, Chorvatsko

⁶ Země se stabilizovaným uspořádáním: např. Irák, Makedonie, Singapur

vytvářen jakýkoliv politický závazek ze strany orgánů jednotlivých zemí. V tabulce 2.4 je znázorněn časový vývoj popularity měnových režimů mezi členy IMF. K roku 2014 bylo aktivních 188 členských zemí plus tři teritoria. V roce 2008 a 2009 jsou data vykazována pro 185 zemí, potažmo 186 pro rok 2010. Po následující dva roky bylo součástí IMF 187 členů. Z údajů vyplývá, že země převážně využívají fixních kurzů, přičemž dávají přednost měkkému zavěšení (IMF, 2014; Hoover, 2014).

Tabulka 2.4 Měnové režimy členů IMF (%)

Režim měnového kurzu	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Hard peg	12,2	12,2	13,2	13,2	13,2	13,1	13,1
- Formální dolarizace	5,3	5,3	6,3	6,8	6,8	6,8	6,8
- Měnový výbor	6,9	6,9	6,9	6,3	6,3	6,3	6,3
Soft peg	39,9	34,6	39,7	43,2	39,5	42,9	43,5
- Konvenční zavěšení	22,3	22,3	22,3	22,6	22,6	22,6	22,0
- Stabilizované uspořádání	12,8	6,9	12,7	12,1	8,4	9,9	11,0
- Crawling peg	2,7	2,7	1,6	1,6	1,6	1,0	1,0
- Crawl-like uspořádání	1,1	0,5	1,1	6,3	6,3	7,9	7,9
- Fluktuální pásmo	1,1	2,1	1,1	0,5	0,5	0,5	0,5
Floating	39,9	42,0	36,0	34,7	34,7	34,0	34,0
- Floating	20,2	24,5	20,1	18,9	18,4	18,3	18,8
- Volný floating	19,7	17,6	15,9	15,8	16,3	15,7	15,2
Ostatní kurzové režimy	8,0	11,2	11,1	8,9	12,6	9,9	9,4

Zdroj: IMF (2014), vlastní zpracování

2.1.3 Devizové intervence

Centrální banka při stanovení své dlouhodobé strategie vychází ze svého hlavního cíle, čímž je stabilita cenové hladiny. V případě, že se daří plnit tento cíl, tak se centrální banka snaží podporovat i jiné makroekonomické veličiny, jakými jsou: stabilní měnový kurz, vnější rovnováha, hospodářský růst nebo podpora zaměstnanosti. Aby banka dosáhla svého hlavního cíle, musí vybrat vhodné nástroje, které ovlivňují zprostředkující proměnné, jakými jsou úrokové sazby či nabídka peněz. Právě změna těchto proměnných se projeví v cílových ukazatelích. Běžně jsou nástroje monetární politiky členěny na přímé a nepřímé. Přímé nástroje jsou administrativního charakteru a řadíme mezi ně například stanovení limitu jak na objem poskytovaných úvěrů, tak jejich úrovně úročení, dále také různé zákazy a omezení. Častěji jsou uplatňovány nepřímé nástroje, které rovněž narušují volný chod tržních sil, ale jejich dopad na tržní procesy není tak veliký jako u přímých nástrojů. Mezi klíčové nepřímé nástroje monetární politiky jsou řazeny operace na volném trhu, diskontní politika, změna

míry povinných minimálních rezerv a intervence na devizových trzích (Hoover, 2014; Hlaváček, 2013a).

Pro cílování inflace jsou běžným nástrojem úrokové sazby, avšak v případě, že klesnou na tzv. „technickou nulu“, stávají se neefektivními. Tento jev je označován jako past likvidity, kdy je změna úrokových sazeb necitlivá na zvýšení nabídky peněz. Jelikož jsou náklady na držbu peněz nízké, tak ekonomické subjekty preferují držbu hotovosti s cílem spekulovat na růst úrokových sazeb v budoucnosti. Obdobnou úlohu jako úrokové sazby při cílování inflace splňují intervence na devizových trzích. Devizovou intervencí se rozumí akce centrální banky, při níž nakupuje nebo prodává cizí měnu s cílem ovlivnit kurz domácí měny. Nákupem deviz a prodejem domácí měny dochází k oslabení národní měny, tedy k devalvaci v režimu fixních kurzů a k depreciaci v režimu plovoucích kurzů. K zhodnocení, tedy revalvaci u fixních a apreciaci u plovoucích kurzů, dochází při prodeji deviz a nákupu národní měny. Zhodnocování měny je tedy omezeno velikostí devizových zásob a znehodnocování požadavky na inflaci. Devizové intervence provádí centrální banka buď běžnou transakcí - nákup/prodej, nebo swapem cizích měn. Měnový swap je dohoda mezi dvěma subjekty, během které dojde k nákupu/prodeji měny a následnému prodeji/nákupu téže měny k předem stanovenému datu. Při devizových intervencích je tedy uvolňováno značné množství peněz. Dle toho, zda tyto intervence vytvářejí tlak na růst cenové hladiny, je dělíme na sterilizované a nesterilizované. Aby se předešlo monetární expanzi/restrukci vyplývající z nákupu/prodeje deviz provádějí centrální autority sterilizované intervence. Současně s intervencí jsou prováděny operace na volném trhu, při nichž jsou obchodovány vládní dluhopisy s cílem neutralizovat změnu peněžní zásoby. Při nesterilizovaných intervencích nejsou podniknuta žádná protiopatření a dochází ke změně monetární báze, jejíž změna povede k přiblížení se inflačnímu cíli (Hoover, 2014; Hlaváček, 2013a).

2.2 Marschall-Lernerova podmínka

Marschall-Lernerova podmínka vytvořena Alfrédem Marschallem a Abba Lernerem (1922) nám říká, jaký dopad bude mít změna kurzu na hodnotu exportu a importu. Ve skutečnosti znehodnocení domácí měny vždy povede ke zvýšení objemu exportu a snížení objemu importu. Avšak vliv na hodnotu vývozu, respektive dovozu je podle podmínky, závislý na cenové elasticitě poptávky po směňovaném zboží. V případě, že vyvážíme produkt a cenová elasticita je nízká (poptávka je neelastická), tak relativní snížení ceny prostřednictvím oslabení domácí měny sice povede k růstu objemu exportu, ale jeho peněžní hodnota se sníží.

„Depreciace domácí měny povede ke zvýšení čistého vývozu (jeho jednotky) jen tehdy, když je součet cenových elasticit vývozu a dovozu větší než jedna. Je-li součet těchto elasticit menší než jedna, depreciace povede ke snížení čistého vývozu. Je-li součet těchto elasticit roven jedné, depreciace nezmění čistý vývoz“⁷ (Holman, 2010, 147 s).

Cenovou elasticitu lze definovat jako poměr procentuální změny poptávaného zboží k procentuální změně ceny a vyjadřuje citlivost poptávky na změnu ceny o 1 %. V případě exportu cenovou elasticitou lze vyjádřit procentní změnu množství dovozu, změní-li se cena dovozu o jedno procento.

V dlouhém období se předpokládá, že podmínka je téměř vždy splněna, zejména v malých otevřených ekonomikách, jako je třeba ČR, jsou export a import cenově velmi pružné. Výjimku tvoří země zaměřující se na vývoz jedné komodity, např. minerálních surovin nebo zemědělských plodin, u kterých jsou vývozy cenově neelastické. Avšak pro krátké období, zpravidla do jednoho roku, je Marschall-Lernerova podmínka mnohdy nesplněna, poněvadž poptávka spotřebitelů je v krátkém období méně elastická. Domácnosti a jiné subjekty reagují se zpožděním na cenovou změnu a jejich reakce vede k substituci zahraničního zboží domácím (v případě zdražení). Tento vztah znázorňuje tzv. „J-křivka“, která je blíže vysvětlena v kapitole 2.2.1 (Holman, 2010).

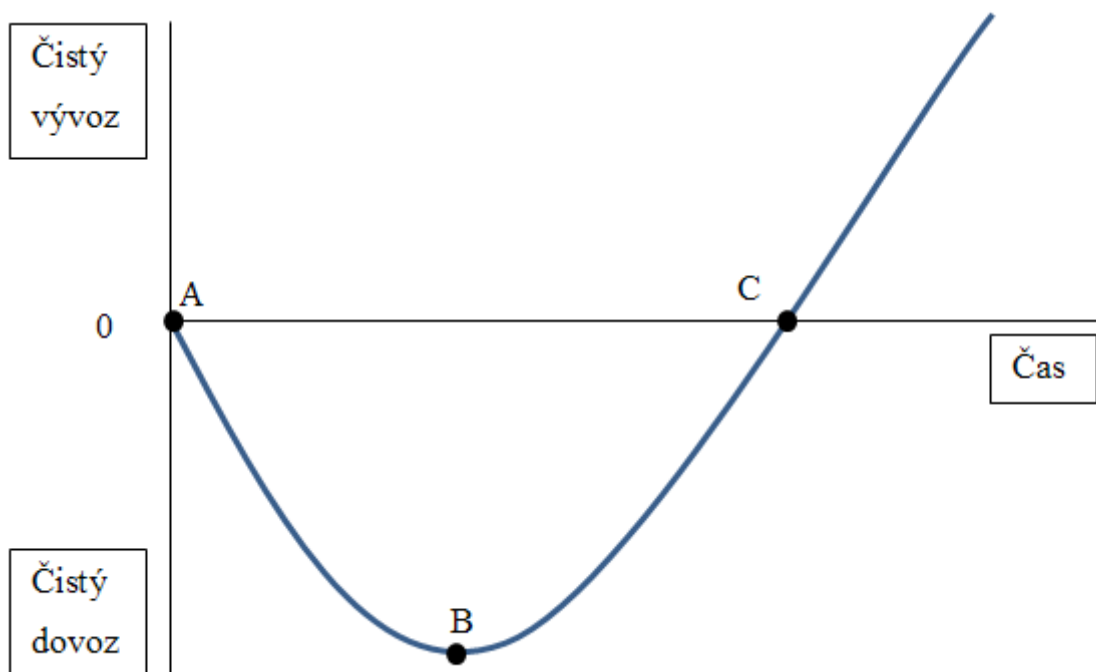
2.3 J-křivka

Krátce po znehodnocení měny dochází k ještě většímu propadu čistého exportu, jenž se začne vyrovnávat až v průběhu několik dalších měsíců, kdy začnou cenové elasticity vývozu a dovozu růst. Pokud zachytíme tento vývoj křivkou, vytvoříme tzv. „J-křivku“, která získala své jméno díky podobnosti k písmenu J (viz graf 2.4). Cenové strnulosti v krátkém období jsou způsobeny, jak již bylo zmíněno v předešlé kapitole, chováním spotřebitelů, ale svou úlohu hrají i dohodnuté kontrakty. Vývozní a dovozní smlouvy jsou obvykle dohodnuté na určitou dobu a během tohoto období většinou nelze měnit dohodnutou cenu. Proto v okamžiku znehodnocení klesá hodnota vývozu, a naopak roste hodnota dovozu, která dále prohlubuje deficit běžného účtu. Je třeba mít stále na paměti, že klesá pouze hodnota exportu/importu, ale objem exportu roste (potažmo klesá pro dovoz). Po expiraci starých kontraktů jsou uzavírány nové, které zohledňují oslabený kurz. Znehodnocená měna přinese domácím exportérům konkurenční výhodu v podobě levnějšího zboží, čímž se jejich výrobky

⁷ Ve výchozí situaci se počítá s nulovým čistým vývozem, vývoz se rovná dovozu.

stanou žádanějšími. Deficit běžného účtu platební bilance se postupně bude zmenšovat, popřípadě se změni na přebytek (Hlaváček, 2013b).

Graf 2.4 J-křivka



Zdroj: vlastní zpracování (Hlaváček, 2013b, 316 s.)

Kde *A* představuje časový bod, kdy dochází k znehodnocení měny, v *B* dochází k expiraci prvních kontraktů a změně spotřebitelských preferencí, v bodě *C* se vývoz rovná dovozu, v intervalu *A* až *C* není splněná Marschall-Lernerová podmínka.

2.4 Teorém lokomotivy

Teorém lokomotivy pojednává o vzájemné propojenosti hospodářského růstu u zemí, jež spolu intenzivně obchodují. Podle mechanismu, který vychází z keynesovské teorie, růst produktu v první zemi, která je obvykle hospodářsky vyspělejší, povede k následnému růstu produktu v druhé zemi, v případě konstantních mezních sklonů k dovozu a vývozu. Roste-li produkt, tedy koupěschopná poptávka v první zemi při stejném mezním sklonu k dovozu, zvýší to množství statků a služeb, které jsou do první země importovány. Saldo platební bilance se stane deficitní, zejména díky propadu na běžném účtu, kdežto u druhé země se stane saldo přebytkovým. Pro druhou zemi působí zvýšení importu první země jako signál ke zvýšení vlastního exportu, co v konečném důsledku povede k růstu hrubého domácího produktu. Název je tedy odvozen od jevu, při kterém silnější ekonomiky (lokomotivy) táhnou

slabší země (vagóny) na cestě k hospodářskému růstu. Teorém vychází z předpokladu, že země se nacházejí pod úrovní potencionálního produktu; v případě že se reálný produkt rovná potencionálnímu, se tento efekt mění do efektu importované inflace. Tento jev lze aplikovat v podmínkách České republiky, která cca 1/3 všech svých vývozů (viz kapitola 4.4) vyváží do Německa, jež je nejsilnější ekonomikou Evropy (Komárek, 2012).

2.5 Faktory ovlivňující vývoj exportu ČR

Následující kapitola je zaměřena na identifikaci klíčových makroekonomických faktorů, jež by dle teoretických východisek měly mít vliv na výslednou úroveň exportu. Přestože institucionální prostředí a vnější faktory rovněž ovlivňují průběh zahraničního obchodu, z důvodu jejich obtížné měřitelnosti nebudou brány v potaz. V praktické části bude kvantifikováno jak velký nebo zdali vůbec nějaký efekt má každá veličina.

Důležitou roli při stanovení úrovně exportu hraje měnový kurz a jeho vývoj. I při velmi malých pohybech kurzu je změna platební bilance znatelná. Řídí se přitom přímou úměrou, tedy znehodnocení měny (růst kurzu při přímé kotaci) povede v dlouhé období k růstu exportu. Přestože vývoz ČR z větší části směřuje do zemí EU (viz kapitola 4.4), tak Česko není členem eurozóny a je do určité míry závislé na směnném kurzu eura. Pro českou ekonomiku je rovněž důležitý kurz amerického dolaru, ale pouze pro dovoz, jelikož import ČR dosahuje vysokou teritoriální diverzifikaci oproti exportu, který převážně míří do členských států EU. Příčinou je hlavně dovoz nerostných a energetických surovin, které se na světových trzích obchodují v amerických dolarech. Tato práce je zaměřena především na vývoj exportu, proto kurz amerického dolaru nebude brán v úvahu. Za účelem ovlivňování měnového kurzu provádí ČNB devizové intervence, jejichž kvantifikace je cílem práce. V přeneseném smyslu je tedy cílem stanovit závislost vývozu na směnném kurzu.

Jedním ze základních makroekonomických ukazatelů je hrubý domácí produkt, který měří velikost ekonomiky. Z teorému lokomotivy vyplývá, že na export má vliv zahraniční HDP, ale i domácí HDP, jehož součástí je právě export, u kterého se předpokládá souběžný růst. V této práci použiji HDP Česka, ale i HDP Německa, jakožto hlavního obchodního partnera ČR. Mezi HDP a exportem by měla existovat přímá úměra, tzn. při růstu HDP, poroste i export.

Pozitivní dopad na úroveň exportu by měl mít příliv zahraničních investic, které umožní vyrábět konkurenceschopnější statky. ČR představuje pro investory poměrně lukrativní trh s levnou, ale kvalifikovanou silou. Část přicházejících investorů je vždy proexportně

zaměřena, což se později projeví na obchodní bilanci. Zde lze rovněž předpokládat přímou úměru.

Dle teorie technologické mezery získávají země s vysokou inovační kapacitou dočasný monopol na určité statky. Z monopolního postavení plynou četné výhody, které se promítnou jako zvýšený zisk, tudíž v podmínkách národních ekonomik jako zvýšený export. Relativní úroveň inovací můžeme odvodit od tempa růstu výdajů na výzkum a vzdělání, avšak s jejich dopadem lze počítat až s určitým zpožděním. V dlouhém období existuje kladná závislost mezi výdaji na výzkum a vývoj a exportem.

Na úroveň exportu má vliv mnoho faktorů, avšak v práci bude pozornost věnovaná právě výše zmíněným. Jako dodatečné determinanty, kterým lze přiřadit určitou míru provázanosti, bychom zařadili nezaměstnanost, úrokovou míru a inflaci. Míra zaměstnanosti ovlivňuje potenciální produkty ekonomiky, jehož součástí je vývoz. Úroková míra působí na export jen nepřímo, prostřednictvím ovlivňování objemu investic, ale i úrovně inflace. Inflace ovlivňuje mnoho aspektů zahraničního obchodu, včetně exportu. Snižuje kupní sílu peněz a tedy celkově poptávku, ale i nabídku, jelikož vstupní materiál produkce je dražší. Přestože nebude v modelu jako samostatná proměnná, její hodnota bude zahrnuta v jiných veličinách. Tyto a jiné determinanty budou tvořit náhodnou složku modelu. Přestože tyto proměnné nejsou zahrnuté do modelování, je jim pozornost věnována ve čtvrté kapitole, kde je znázorněn jejich vývoj v čase.

2.6 Dílčí shrnutí

Teoriemi zahraničního obchodu se zabývalo mnoho ekonomů a jejich práce přispěla k lepšímu pochopení běžných procesů a jejich souvislosti v praxi. V této kapitole byly stanoveny základní modely fungování a řízení zahraničního obchodu od absolutních a komparativních výhod, přes Heckscher-Ohlinovou teorii, ale i keynesiánský pohled na obchod. Dále byla popsána úloha měnového kurzu v zahraničním obchodu, jeho členění a různé režimy fungování. K ovlivňování měnového kurzu slouží devizové intervence, které můžeme zařadit jako nepřímý nástroj monetární politiky. Při expanzi princip spočívá v nákupu cizí měny za domácí měnu, čímž se zvýší nabídka peněz a klesne hodnota měny. Jaký dopad bude mít změna kurzu na export, nám říká Marschall-Lernerova podmínka, podle které povede znehodnocení v krátkém období k propadu čistého exportu a v dlouhém období, kdy bude splněno kritérium cenové elasticity, ke kladnému čistému exportu. Tento jev zachycuje J-křivka. Dle teoretických poznatků byly mezi hlavní determinanty exportu zařazeny: nominální devizový kurz koruny k euru, HDP Česka a Německa, přímé zahraniční investice a výdaje na výzkum a vývoj.

3. Metodická východiska zkoumání dopadu intervencí ČNB na export ČR

V této kapitole diplomové práce jsou představeny práce autorů, jež se zabývají obdobnou problematikou. Dále jsou popsány metody, které jsou v průběhu práce využívány pro zjištění dopadu devizových intervencí. Stěžejní jsou postupy čerpající z oboru ekonometrie a ekonometrického modelování.

Obecně při kvantifikaci modelu je možno využít několik přístupů podle druhů dat, každý s jinými charakteristickými prvky. První druh dat, časové řady, podávají numerické informace o hodnotách určité jedné proměnné v chronologicky po sobě jdoucích obdobích různé délky, přičemž nejčastěji je využita roční, čtvrtletní a měsíční periodicita. Naopak průřezová data shrnují informace o různém počtu proměnných, ale k určitému okamžiku. Kombinací dvou předchozích přístupů vznikají panelová data, která umožňují zkoumat vývoj libovolného počtu proměnných v různých obdobích.

Při zpracování práce je využito nástrojů ekonometrie a ekonometrické analýzy. Hušek (2007, 9 s) definuje ekonometrickou analýzu takto:

„Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době stále více i z využívání informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů.“

Problematikou vztahu vývoje devizového kurzu a exportu se zabývají Bailey, Tavlas a Ulan (1987), kteří na panelových datech zkoumají dopad vývoje volatility kurzu na růst reálného exportu 11 zemí⁸ Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD). Autoři poměřují na vzorku zemí kolísavost nominálního směnného kurzu a jeho vliv na reálný export ve dvou obdobích. První trvá od druhého kvartálu 1962 až po konec roku 1974 a druhé období od počátku roku 1975 až po třetí kvartál roku 1985, kdy většina zemí přešla na floating. V tomto období je rovněž měřen vliv proměnlivosti reálného devizového kurzu. K odhadu závislosti je použita rovnice 3.1:

$$\log(X_i) = \log a_1 + a_2 \cdot \log Y_i + a_3 \cdot \log RP_i + a_4 \cdot \log OP_i + a_5 \cdot V_i + \log e_i, \quad (3.1)$$

⁸ Kanada, Francie, Německo, Itálie, Japonsko, Velká Británie, USA, Austrálie, Nový Zéland, Nizozemsko, Švýcarsko

kde X_i označuje objem exportu země i , Y_i představuje reálný hrubý domácí/národní produkt obchodující země i , RP_i je podíl relativních cen exportu země i k cenám exportu obchodních partnerů, OP_i značí reálné zisky zemí z exportu ropy, V_i znázorňuje variabilitu směnného kurzu země i , e_i je náhodnou chybou, a_1 je úrovnovou konstantou a a_2, a_3, a_4, a_5 označují regresní koeficienty.

Z výsledků regrese vyplývá, že pro obě období je největším determinantem exportu reálný hrubý domácí/národní produkt. Vliv relativních cen na export je v modelové situaci smíšený. Pro některé země mají relativní ceny významný vliv v období fixních kurzů a malý vliv v režimu plovoucích kurzů, kdežto pro ostatní země platí opačná situace. Dopad relativních cen není tedy jednoznačně určen. Proměnná reprezentující reálné zisky zemí z exportu ropy přispívá k vysvětlení proměnlivosti exportu méně než dvě předešlé veličiny. Pro některé země byla tato proměnná dokonce z rovnice vyloučena, jelikož byla nevýznamná. Z 33 prezentovaných regresních rovnic má směnný kurz s reálným vývozem pozitivní a významný vztah ve 30 případech. Ve zbylých třech situacích existují signifikantní a negativní vztahy mezi směnným kurzem a reálným exportem, přičemž se vždy jedná o reálný směnný kurz (Bailey, 1987).

K rozdílným výsledkům dospěl Chowdhury (1993), který zkoumá dopad reálného devizového kurzu na export zemí G7⁹. Počátek referenčního období je stanoven na první kvartál 1973, kdy všechny země opustily režim fixních směnných kurzů, a závěr na konci roku 1990. Cílem modelu je odvodit dlouhodobý vztah mezi proměnnými z rovnice 3.2 a jak systém konverguje k dlouhodobé rovnováze po skokové změně určité veličiny.

$$\ln(X_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln Y_i + \beta_2 \cdot \ln P_i + \beta_3 \cdot \ln V_i, \quad (3.2)$$

kde X_i je reálný export země i , Y_i představuje hodnotu reálné zahraniční aktivity, která je vypočítána pro každou zemi jako vážený průměr HDP hlavních obchodních partnerů. P_i je měřítkem konkurenceschopnosti a je to podíl cen exportu země i k cenám exportu hlavních obchodních partnerů téže země. V_i označuje reálný efektivní směnný kurz, β_0 je úrovnovou konstantou a $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ znázorňují regresní koeficienty. Z výsledků měření je patrné, že volatilita směnného kurzu má výrazně negativní dopad na objem exportu každé bádané země (Chowdhury, 1993).

⁹ Francie, Itálie, Japonsko, Kanada, Německo, Spojené Království, USA

Odlišný přístup zaujímá Dell'ariccia (1998), který analyzuje efekt volatility měnového kurzu na bilaterální obchodní toky, při využití panelových dat a gravitačního modelu zahraničního obchodu na vzorku zemí západní Evropy¹⁰. Data pokrývají období od roku 1975 až po rok 1994. V gravitačním modelu objem zahraničního obchodu mezi dvěma zeměmi roste současně s růstem jejich HDP a klesá se zvyšující se geografickou vzdáleností mezi zeměmi. Základní tvar gravitačního modelu využívaný v literatuře popisuje rovnice 3.3.

$$F_{i,j} = \frac{G \cdot M_i^{\beta_1} \cdot M_j^{\beta_2}}{D_{i,j}^{\beta_3}}, \quad (3.3)$$

kde $F_{i,j}$ znázorňuje objem obchodních toků mezi zemí i a j , G je úroňová konstanta, M_i a M_j reprezentují produkt ekonomiky i , respektive j , $D_{i,j}$ je geografická vzdálenost mezi zemí i a j , $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ jsou regresní koeficienty. Dell'ariccia pracuje s logaritmovaným tvarem, který je dále doplněn o dummy (umělé) proměnné. Umělé proměnné umožňují kontrolovat různé faktory, jež mohou ovlivňovat transakční náklady (ty jsou reprezentovány veličinou vzdálenosti).

Dell'ariccia formuloval regresní rovnici (3.4), která má tvar:

$$\log(\text{TRADE}_{ijt}) = \gamma_t + \alpha_{ij} + \beta_1 \log(\text{GDP}_{it} \text{GDP}_{jt}) + \beta_2 \log(\text{DIST}_{ij}) + \beta_3 \log(\text{pop}_{it} \text{pop}_{jt}) + \beta_4 \text{BORD}_{ij} + \beta_5 \text{EU}_{ijt} + \beta_6 \text{LANG}_{ij} + \beta_7 v_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (3.4)$$

kde TRADE_{ijt} je hrubý bilaterální obchod (vývoz a dovoz) mezi zeměmi i a j v čase t , DIST_{ij} vyjadřuje geografická vzdálenost mezi zemí i a j . EU reprezentuje členství v Evropské unii v čase t , BORD_{ij} a LANG_{ij} znázorňují, zda mají země i a j společnou hranici, respektive oficiálně požívaný jazyk .EU, BORD a LANG jsou dummy proměnné a mohou nabývat hodnot 0 a 1. v_{ijt} je bilaterální směnný kurz mezi zemí i a j v čase t , γ_t je konstanta, ε_{ijt} představuje náhodnou složku a α_{ij} vyjadřuje individuální efekty kulturního, ekonomického a institucionálního charakteru, $\text{GDP}_{it} \text{GDP}_{jt}$ a $\text{pop}_{it} \text{pop}_{jt}$ jsou blíže neupřesněné vztah HDP a populace obou zemí. Autor odhalil důkazy, že existuje signifikantní negativní vliv směnného kurzu na obchod, přestože tyto vlivy jsou velmi malého charakteru (Dell'ariccia, 1998).

¹⁰ Rakousko, Belgie, Luxemburg, Dánsko, Finsko, Francie, Německo, Řecko, Irsko, Itálie, Nizozemsko, Portugalsko, Španělsko, Švédsko, Spojené království, Švýcarsko

Všichni výše zmínění autoři při zpracování modelu využili regresní analýzu, která se řadí mezi statistické metody a zkoumá vývoj jedné veličiny (závislá proměnná) za pomoci určitého počtu nezávislých proměnných, přičemž tento vztah zachycuje regresní rovnice.

Celý proces ekonometrického modelování je, v souladu s běžně používanými postupy, rozčleněn do pěti částí:

1. formulace modelu,
2. sběr dat a jejich analýza,
3. odhady parametrů modelu,
4. verifikace modelu,
5. využití odhadnutého modelu.

3.1 Formulace modelu

Během formulace modelu je nejprve vytvořen model ekonomický, následně matematický a nakonec ekonometrický. U ekonomického modelu je nejdříve třeba stanovit předmět zkoumání a klasifikovat ekonomické veličiny. Následně je potřeba vymezit a verbálně popsat vztah a vazby mezi proměnnými ve zkoumaném systému. V závěru je formulovaná základní hypotéza o chování ekonomických jevů nebo veličin. Ekonomický model pak tvoří zjednodušení reality zkoumané problematiky (Hančlová, 2012; Hušek, 2007). Do určité míry představuje ekonomický model druhá kapitola této diplomové práce.

Při formulaci matematického modelu dochází k vymezení klíčových proměnných výběrové regresní funkce a jejich parametrů. Dále je ekonomický model transformován do analytické formy funkčního předpisu. Viz například rovnice 3.5 vícerozměrného lineárního regresního modelu závislé proměnné Y_t na nezávislé proměnné X_t (Hančlová, 2012; Hušek, 2007).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} \dots + \beta_k \cdot X_{tk}, \quad (3.5)$$

kde Y_t představuje závislou proměnnou, β_0 reprezentuje úrovniovou konstantu, $\beta_j (j=1,2,\dots,k)$ uvádí hodnotu regresních parametrů a $X_j (j=1,2,\dots,k)$ jsou nezávislé proměnné. Index t je veličinou času.

Pokud aplikujeme teoretické poznatky na řešenou problematiku, vznikne rovnice ve tvaru (3.6).

$$EXP_CZ_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_t + \beta_2 \cdot HDP_CZ_t + \beta_3 \cdot HDP_DE_t + \beta_4 \cdot FDI_inward_t. \quad (3.6)$$

Jedná se o deterministický model, který nám ve funkčním vztahu popisuje vysvětlovanou proměnnou EXP_{CZ} (export) v závislosti na hodnotách vysvětlujících proměnných ER (směnném kurzu), HDP_CZ (hrubý domácí produkt Česka), HDP_DE (hrubý domácí produkt Německa) a FDI_{inward}_t (pasivní přímé zahraniční investice). Jelikož je modelován vztah českého exportu v závislosti na jiných veličinách, tak v dalších částech práce je pro zjednodušení používán symbol EXP bez přípony CZ. Obdobně je toto zjednodušení použito pro příponu *inward* u přímých zahraničních investic označující pasivní investice, tedy investice zahraničních subjektů v ČR.

Součástí matematického modelu je také stanovení předpokládaných vztahů mezi proměnnými (pozitivní nebo negativní), popřípadě dalších omezujících podmínek pro parametry modelu. V matematickém modelu jsou výsledky přesně determinovány skrz známý vztah mezi proměnnými, bez jakéhokoliv prostoru pro odchylku. V takovýchto modelech, označovaných jako deterministické, daný vstup vždy produkuje stejný výstup (Hančlová, 2012; Hušek, 2007).

Ekonometrický model lze sestavit přidáním náhodné složky do matematického modelu (rovnice 3.7). Proměnná je nazývána náhodnou chybou, jestliže hodnoty, kterých může nabývat, mají různou pravděpodobnost výskytu. Při tomto procesu se z deterministického modelu stává stochastický (Hančlová, 2012; Hušek, 2007).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t1} + \beta_2 \cdot X_{t2} \dots + \beta_k \cdot X_{tk} + u_t, \quad (3.7)$$

kde Y_t představuje závislou proměnnou, β_0 reprezentuje úrovnovou konstantu, β_j ($j=1,2,\dots,k$) uvádí hodnotu regresních parametrů, X_j ($j=1,2,\dots,k$) jsou nezávislé proměnné a u_t je označovaná náhodná složka. Index t je tradičně veličinou času.

Obdobně můžeme sestavit ekonometrický model z rovnice 3.6, který bude mít tvar rovnice 3.8.

$$EXP_{CZ}_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_t + \beta_2 \cdot HDP_{CZ}_t + \beta_3 \cdot HDP_{DE}_t + \beta_4 \cdot FDI_t + u_i. \quad (3.8)$$

Stochastický model nám ve funkčním vztahu poskytuje vysvětlovanou proměnnou EXP v závislosti na hodnotách vysvětlujících proměnných ER, HDP_CZ, HDP_DE, FDI a náhodné (stochastické) chybě, která v deterministické verzi zahrnuta není. Tento stochastický model s náhodnou složkou nám oproti deterministickému modelu „zpřesňuje“

formulaci modelu, jelikož náhodná složka v něm obsažená zahrnuje náhodné vlivy i méně významné nezávislé proměnné, které jsme do samotného modelu nezahrnuli.

Na základě ekonomických teorií představených v druhé kapitole, jsou hypotézy chování regresních koeficientů následující:

- β_0 odhadnutá úrovněová konstanta.
- β_1 odhadnutý regresní koeficient vyjadřující ceteris paribus změnu EXP v mil. Kč při zvýšení ER o 1 CZK/EUR, v krátkém období je očekávaná negativní závislost, tzn. u koeficientu bude záporné znaménko. Kdežto v dlouhém období je očekáván opačný vztah.
- β_2 vyjadřuje, jak se za jinak neměnných podmínek změní EXP v mil. Kč v případě, že se HDP v ČR zvýší o 1 milión korun českých a jinak nezměněných podmínek, je očekávaná pozitivní závislost, tzn. u koeficientu bude kladné znaménko.
- β_3 vyjadřuje, jak se za stávajících podmínek změní EXP v mil. Kč v případě, že se HDP v Německu zvýší o 1 milión eur, je očekávaná pozitivní závislost, tzn. u koeficientu bude kladné znaménko.
- β_4 za podmínky ceteris paribus vyjadřuje, jak se změní EXP v mil. Kč v případě, že se FDI zvýší o 1 milión korun českých a jinak nezměněných podmínek, je očekávaná pozitivní závislost, tzn. u koeficientu bude kladné znaménko.

3.2 Sběr dat a jejich analýza

Vytvořený model je zkoumán na dostatečně velkém vzorku dat, který umožňuje vhodně reprezentovat výsledky. Získání kvalitních a adekvátních dat představuje náročný proces, jelikož data nemusí být vždy dostupná pro dané časové období či požadovanou veličinu. Řešením je využití kombinace více databází, avšak tímto jsme vystavování riziku rozdílných metodik sběru dat, které mohou zkreslit výsledek. V práci jsou data čerpána z databáze evropského statistického úřadu (EUROSTAT) a systému časových řad ARAD České národní banky v čtvrtletní periodicitě. Přestože existují zmíněná úskalí z čerpání časových řad z více zdrojů, z důvodu dostupnosti nelze čerpat data jen z jedné databáze. Počátek časových řad se pro jednotlivé veličiny liší, proto je v rámci sjednocení stanoven začátek referenčního období

na čtvrtý kvartál 1999 a konec na třetí kvartál roku 2016. Celkem je tedy dostupných 68 pozorování.

Po opatření informačních zdrojů jsou data (viz příloha č. 1) podrobena předběžné analýze, úpravě a očištění. Jsou měřeny základní statistické veličiny, jako například průměr, medián, rozptyl aj., následně při grafické analýze je zkoumán vývoj v čase, vzájemná korelace, stacionarita a s využitím boxplotu také vzdálené a extrémně vzdálené hodnoty. K přesnějšímu odhadu chování časových řad je využívána dekompozice časové řady, která rozloží časovou řadu na trendovou, sezónní, cyklickou a náhodnou složku. Trend určuje dlouhodobý směr vývoje analyzované proměnné v čase. Sezónní složka představuje pravidelné výkyvy od trendu, v důsledku změn jednotlivých ročních období, popřípadě kvůli různým společenským tradicím. Cyklická složka udává odchylku od trendové složky vlivem dlouhodobého cyklického vývoje, kdy dochází ke střídání fáze růstu a poklesu. Za náhodnou složku se považují ostatní vlivy, které jsou nahodilé a nevyskytují se systematicky (Gujarati, 2009; Hančlová, 2012; Hušek, 2007).

3.3 Odhady parametrů modelu

Dalším krokem je výběr vhodné metody pro odhadování parametrů. Hančlová (2012) uvádí, že výběr závisí na vlastnostech ekonometrického modelu, kvalitě dostupných informací, složitosti modelovaného jevu, dostupné softwarové a technické podpoře, časové a nákladové alokaci a v neposlední řadě na zkušenostech výzkumného pracovníka. V závislosti od zvolených veličin mohou existovat vzájemné vazby mezi jednotlivými proměnnými a jejich vztah nelze popsat pouze jednou rovnicí, ale je nutno vytvořit víceroznicové modely nebo soustavu rovnic. Metody odhadu můžeme rozdělit na dvě základní skupiny:

- metody s omezenou informací, které odhadují jednotlivé rovnice zvlášť (např. jednoduchá metoda nejmenších čtverců),
- metody s úplnou informací, které umožňují odhad celého systému rovnic najednou (např. třístupňová metoda nejmenších čtverců).

V práci je používán vícerozměrný lineární regresní model a k odhadu parametru tohoto modelu je využita metoda nejmenších čtverců (MNČ). Vícerozměrný model pracuje s více než jednou nezávislou proměnnou a často je uváděn v maticovém zápisu. Maticový zápis modelu lze vytvořit z jednotlivých pozorování rozepsaných v čase. Jak uvádí Hančlová

(2012), správné fungování MNČ je podmíněno splněním předpokladů (pro klasickou vícerozměrnou regresi) uvedených níže.

1. Regresní model je lineární v parametrech.
2. Hodnota proměnných v čase není stochastická, hodnoty jsou fixní.
3. Střední hodnota náhodné chyby je nulová.
4. Náhodné chyby mají konstantní rozptyl – podmínka homoskedasticity.
5. Náhodná složka z různých skupin není závislá na předchozích hodnotách – podmínka nepřítomnosti autokorelace.
6. Nulová korelace mezi náhodnou složkou a jednotlivými proměnnými v matici.
7. Součet sloupců matice (tj. počet vysvětlujících proměnných + 1) je menší nebo roven počtu řádků této matice (tj. počtu pozorování).
8. Regresní model je správně specifikován.
9. Náhodná složka má vícerozměrné normální rozdělení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem.

Princip metody spočívá v proložení přímky či křivky daty a rozdělení úplného součtu čtverců pozorované a střední hodnoty vysvětlované proměnné na část reziduální a část vysvětlenou regresi. Rovnice přímky či křivky by měla mít takový tvar, aby součet čtverců reziduální složky byl minimální (RSS), přičemž reziduální složkou se rozumí rozdíl mezi bodem na přímce či křivce a pozorovanou hodnotou proměnné. Naopak u části vysvětlené regresi přímkou či křivkou je snaha maximalizovat součet čtverců rozdílů hodnoty na přímce a střední hodnoty (vysvětlený součet čtverců, ESS). Úplný součet čtverců (TSS) je pak definován jako součet čtverců rozdílů pozorované hodnoty vysvětlované proměnné od střední hodnoty (Hančlová, 2012; Hušek, 2007).

Úroveň sladění regresi přímky či křivky s daty uvádí koeficient determinace (R^2). Ten se dá vypočítat jako podíl vysvětleného součtu čtverců na celkovém součtu čtverců nebo dále transformovat, jak popisuje rovnice 3.9.

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}. \quad (3.9)$$

Koeficient determinace se pohybuje v intervalu od 0 do 1, kde $R^2=1$ označuje 100% překrytí přímky či křivky s daty. Naopak $R^2=0$ vyjadřuje, že ani jedno pozorování neleží na odhadnuté regresi přímce či křivce. Pro kvalitní odhad je žádoucí, aby koeficient determinace nabýval vysokých hodnot (Hančlová, 2012; Hušek, 2007).

3.4 Verifikace modelu

Před tím, než lze model použít na teoretické a praktické problémy, je verifikován, tzn. ověřen a vyhodnocen, zdali odhadnuté parametry jsou v souladu s apriorními omezeními výchozí ekonomické hypotézy. Po sestavení modelu je provedená jeho verifikace na třech úrovních: statistické, ekonometrické a ekonomické. Během ověřování může dojít k odhalení nedostatků modelu, v tomto případě je po potřebných korekcích celý proces modelování opakován.

Obecný proces verifikace začíná stanovením nulové hypotézy H_0 a alternativní hypotézy H_1 , čili zápis výzkumné otázky v matematickém vyjádření. Dalším krokem je určení hladiny významnosti, která vyjadřuje procentní pravděpodobnost, že bude zamítnuta nulová hypotéza, přestože platí. Důležitým bodem je vymezení kritického oboru, respektive oboru přijetí. Následuje výpočet testové statistiky, jež se stane vodítkem k rozhodnutí o platnosti či neplatnosti nulové hypotézy na dané hladině významnosti. Pokud hodnota testového kritéria spadá do oboru přijetí, tak nemůžeme zamítnout H_0 a předpokládáme, že platí. Opačně pokud překročí kritický obor, zamítáme H_0 a přijmeme H_1 . Při statistické verifikaci je ověřovaná statistická reálnost jednotlivých odhadnutých parametrů, respektive celého ekonometrického modelu. Celým procesem se rozumí testování statistické významnosti na stanovené hladině významnosti pomocí t-testu a dále F-testu. T-testem jsou verifikovány statistické významnosti jednotlivých regresních parametrů, kdežto F-testem je ověřena významnost modelu jako celku.

Během ekonometrické verifikace jsou ověřeny předpoklady a podmínky nezbytné k správnému fungování použitých ekonometrických metod, testů a jiných technik. Hlavním cílem je zkoumat vlastnosti náhodné složky, jako např. kritérium normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem, testy autokorelace, kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných aj. Ostatní prvky verifikace jsou spojeny s rozsahem výběru pozorování, stabilitou odhadu regresních parametrů a správnou specifikací modelu. Při ověřování podmínek modelu MNČ z kapitoly 3.3 je v práci pozornost zaměřena především na zkoumání předpokladu, že:

- reziduální složka není sériově závislá – ověřujeme na základě Durbinova-Watsonova testu a grafickými testy ACF/PACF.
- Rozptyl náhodné složky je konstantní v čase (homoskedasticita) – testujeme Whiteovým obecným testem a posuzujeme na základě grafické analýzy.

- Neexistuje silná závislost mezi vysvětlujícími proměnnými – verifikace na základě tabulky párové korelace.
- Model je správně specifikován – platnost je ověřena Ramsay-Reset testem a grafickou analýzou.
- Reziduální složka má Gaussovo (normální) rozdělení – testování normality reziduí pomocí histogramu, P-P plotu, Q-Q plotu a neparametrickými testy (Hančlová, 2012).

V závěru fáze verifikace je ověřen soulad odhadu regresních parametrů s ekonomickou teorií. Vychází se přitom z předem určených ekonomických omezení a je provedena ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů. Jsou poměřovány reálné výsledky s očekáváními v otázce znamének, úrovně, ekonomické teorie, ale i předpokladů na základě zdravého rozumu (Hančlová, 2012).

3.5 Využití odhadnutého modelu

Pokud jsou všechny předchozí fáze modelování úspěšně završeny, tak nastává poslední etapa, tedy využití odhadnutého modelu. To ve velké míře souvisí s hlavním cílem výzkumné činnosti. Obecně se využití odhadnutého modelu dělí do tří skupin: analýza vývoje a chování zkoumaného ekonomického jevu (simulace), předpověď vývoje zkoumané veličiny v budoucnosti, využití modelu autoritami při formulování strategie řízení hospodářské politiky (simulace scénářů a jejich dopadů), viz (Hančlová 2012; Hušek 2007).

V rámci práce je odhadnutý model využit k predikci budoucího vývoje exportu ČR, tj. za předpokladu, že ČNB bude pokračovat v kurzovém závazku. Na základě odhadnutých regresních parametrů je využito predikce ex-ante pro následující rok, tzn. čtvrtý kvartál roku 2016 až třetí kvartál roku 2017. Model může popřípadě sloužit jako doporučení k řízení hospodářské politiky.

3.6 Dílčí shrnutí

V této kapitole jsou představeny výsledky pozorování autorů, již se zabývali obdobným problémem. Z výsledků jejich výzkumu je patrné, že není jednoznačně určen vliv měnového kurzu na zahraniční obchod. Dále je v rámci kapitoly stanoven metodický postup pro zkoumání dopadu devizových intervencí na export ČR. Při zkoumání dopadu je využito metod ekonometrie a ekonometrického modelování. Ekonometrie využívá nástrojů matematiky, statistiky a ekonomie k ověřování ekonomických teorií. Běžně se člení celý proces ekonometrického modelování do pěti fází: formulace modelu, sběr dat a jejich analýza, odhady parametrů modelu, verifikace modelu a využití odhadnutého modelu. Každá etapa je rozdílného zaměření a společně tvoří ekonometrický model, který může být využit pro praktické účely. V dalších částech práce je uplatňován tento přístup.

4. Makroekonomická analýza vstupní datové základny

V této části práce jsou vymezeny vstupní časové řady a následně je provedena jejich analýza. Funkčnost a správnost modelu bude testovaná na čtvrtletních datech od čtvrtého kvartálu roku 1999 až po třetí kvartál roku 2016. Celkem 68 pozorování, pro každou proměnnou, bylo staženo z databáze Eurostatu a ČNB. Analýza je provedena v programu SPSS verze 24 pomocí příkazů *Graphs/Legacy Dialogs*.

Pro daný model byly stanoveny následující proměnné:

- Vývoz zboží a služeb vyjádřený v miliónech českých korun, ceny roku 2010. Vývoz (FOB) – vlastní hodnota zboží a přímé obchodní náklady spojené s dopravou na hranice ČR.
- Nominální bilaterální směnný kurz CZK/EUR.
- Hrubý domácí produkt České republiky, vyjádřený v miliónech českých korun, ceny roku 2010.
- Hrubý domácí produkt Německa vyjádřený v miliónech eur, ceny roku 2010.
- Přímé zahraniční investice vyjádřené v miliónech českých korun, ceny roku 2010.

4.1 Grafické znázornění vývoje časových řad

V této kapitole je hodnocen vývoj časových řad, s ohledem na jejich trend, cykličnost, sezónnost a stacionaritu.

Graf 4.1 a) znázorňuje vývoj vývoz zboží a služeb v čase. Export má kladný trend s menším propadem v roce 2007/2008, kdy vyústila světová finanční krize. Z grafu není patrná sezónnost nebo cykličnost, ale časová řada je nestacionární.

Na grafu 4.1 b) je popsán vývoj směnného kurzu. Do roku 2011 lze spatřit sestupnou tendenci. Za vykazované období první propad nastal v druhém kvartále roku 2002, kdy ČNB provedla devizové intervence s cílem usměrnit nepříznivý vývoj směnného kurzu. Další zub nastal v druhém kvartále roku 2007, kdy vlivem globální finanční krize začal kurz koruny k euru zhodnocovat. V následujících obdobích kurz mírně kolísal, než se po devizových intervencích v třetím kvartále 2013 ustálil kolem hranice 27 korun za euro. Časová řada není sezónní ani cyklická, avšak je i nestacionární.

Vývoj hrubého domácího produktu Česka zobrazuje graf 4.1 c). Křivka má rostoucí trend s menším výkyvem v roce 2008 z důvodu světové finanční krize. Jsou velmi patrné

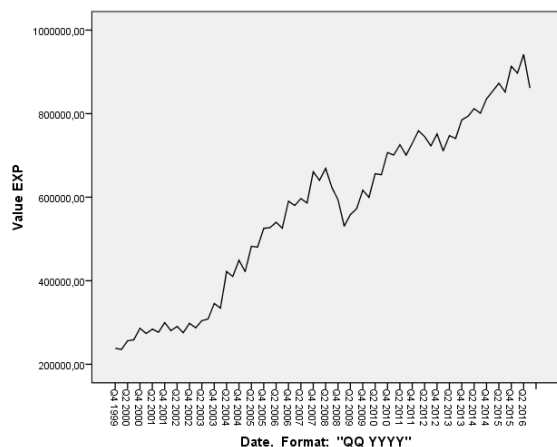
sezónní výkyvy, ale i to, že časová řada je nestacionární. Co se týče cykličnosti, tak jsou lehce patrné výkyvy v důsledku cyklu, zejména v pokrizovém období.

Vývoj německého hrubého domácího produktu popisuje graf 4.1 d), ve kterém má křivka rostoucí trend. Pro časovou řadu jsou charakteristické sezónní výkyvy a nestacionarita. Obdobně jako u ostatních proměnných nastal propad v roce 2008, kdy probíhala globální finanční krize. Na první pohled nejsou viditelné výrazné cyklické výkyvy. Z tvaru křivky je patrné, že německá ekonomika je více citlivá na šoky než ta česká.

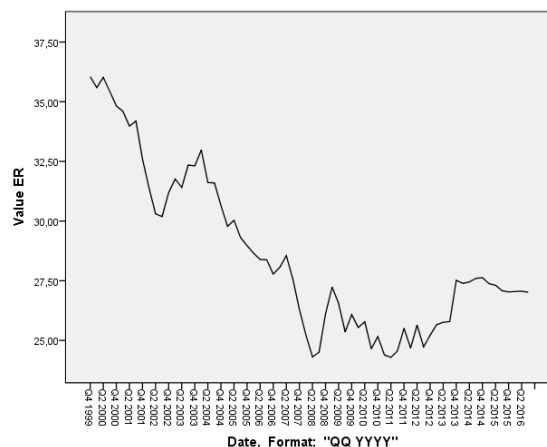
Dle grafu 4.1 e) má časová řada vývoje přímých zahraničních investic mírně klesající trend, bez sezónních a cyklických výkyvů a je stacionární. Zjevný výkyv se vyskytuje ve druhém kvartále roku 2002, kdy FDI přesahovaly hodnotu 190 miliard Kč. Tento jev lze kromě řady menších fúzí vysvětlit akvizicí české společnosti Transgas přes RWE GAS AG. Znatelný výkyv lze taky zaznamenat v druhém kvartále 2005, kdy největší obchod provedla Telefonica S.A., která koupila společnost ČESKÝ TELECOM, a.s. Aktivním rokem, z pohledu proběhlých akvizic, byl ročník 2007, který se charakterizoval řadou akvizic v odvětví telekomunikací, zejména v závěru roku, kdy hodnota výše přímých zahraničních investic překračovala hodnotu 145 miliard Kč (Úřad pro ochranu hospodářské soutěže; 2002, 2005, 2007).

Graf 4.1 Vývoj časových řad

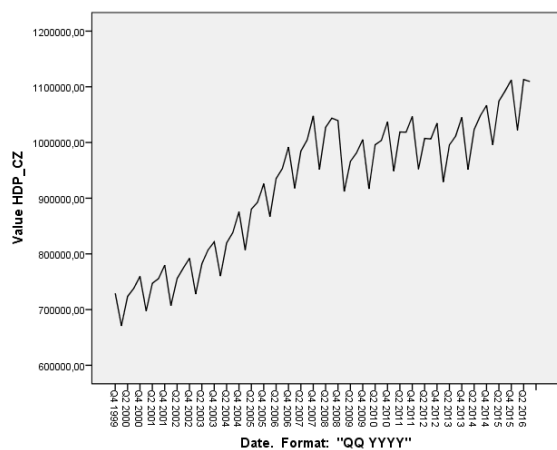
a) EXP (mil Kč)



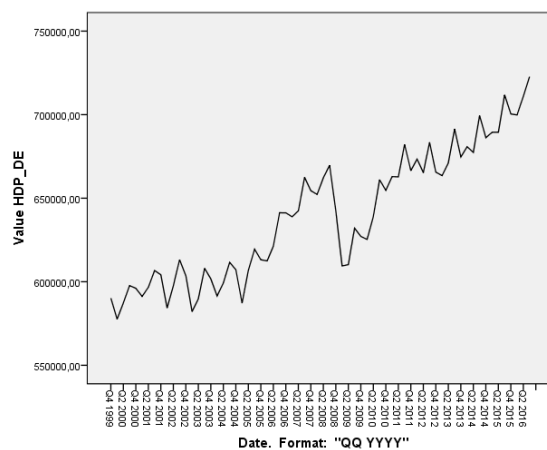
b) ER (CZK/EUR)



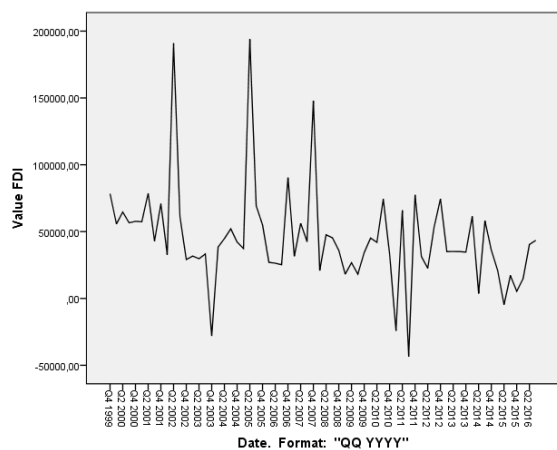
c) HDP_CZ (mil Kč)



d) HDP_DE (mil EUR)



e) FDI (mil Kč)



Zdroj: SPSS verze 24.0

V tabulce 4.1 jsou zachyceny popisné statistiky jednotlivých proměnných, a to především jejich počet, průměr, medián, směrodatná odchylka, rozptyl, šikmost a špičatost, údaje o minimu a maximu.

Tabulka 4.1 Deskriptivní statistiky proměnných

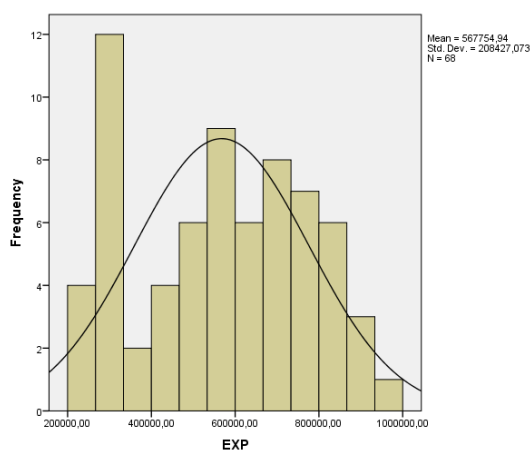
Statistiky						
		EXP	ER	HDP_CZ	HDP_DE	FDI
Počet měření	Platných	68	68	68	68	68
	Chybějících	0	0	0	0	0
Střední hodnota		567754,9412	28,5737	923169,7206	639635,7691	45003,3329
Medián		591947,0000	27,5450	951828,5000	640112,9000	39451,4034
Směrodatná odchylka		208427,07270	3,35545	122911,49120	39228,86490	38050,85886
Rozptyl		43441844630,000	11,259	15107234660,000	1538903841,000	1447867860,000
Šikmost		-,132	,727	-,433	,216	1,668
Odchylka šikmosti		,291	,291	,291	,291	,291
Špičatost		-1,206	-,512	-1,081	-1,161	6,180
Odchylka špičatosti		,574	,574	,574	,574	,574
Variační rozpětí		706442,00	11,76	442174,00	145128,40	237472,23
Minimum		235391,00	24,29	670799,00	577610,90	-43521,96
Maximum		941833,00	36,05	1112973,00	722739,30	193950,27

Zdroj: SPSS verze 24.0

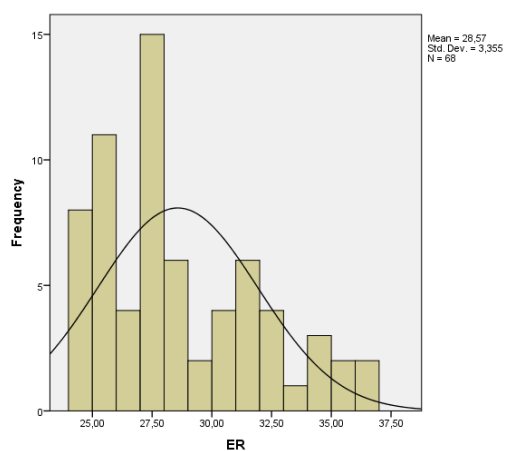
V následující části práce jsou hodnoceny histogramy jednotlivých proměnných, přičemž pozornost je zaměřena na šikmost a špičatost časových řad. Dle údajů z tabulky 4.1 je histogram exportu (graf 4.2 a) mírně zešikmen doprava ($S = -0,132$) s plochou špičkou ($K = -1,206$). Histogram směnného kurzu (graf 4.2 b) má rovněž plochou špičku ($K = -0,512$), avšak je zešikmen doleva ($S = 0,727$). Plochou špičku ($K = -1,081$) má rovněž histogram hrubého domácího produktu ČR (graf 4.2 c), přičemž zešikmený je doprava ($S = -0,433$). V případě HDP Německa (graf 4.2 d) je histogram zešikmený doleva ($S = 0,216$) s plochou špičkou ($K = -1,161$). U histogramu přímých zahraničních investic (graf 4.2 e) je naopak špička vysoká ($K = 6,18$) se zešikmením doleva ($S = 1,668$). Zkoumání histogramů umožňuje předběžně odhadnout, zdali časové řady mají normální rozdělení. V ideálním případě tvar histogramu kopíruje křivku normálního rozdělení. Nicméně grafická analýza histogramů je pouze orientační a pro potřeby práce je takto dostačující.

Graf 4.2 Histogramy proměnných

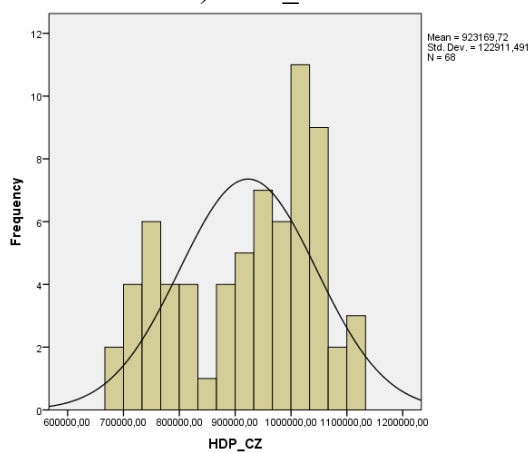
a) EXP



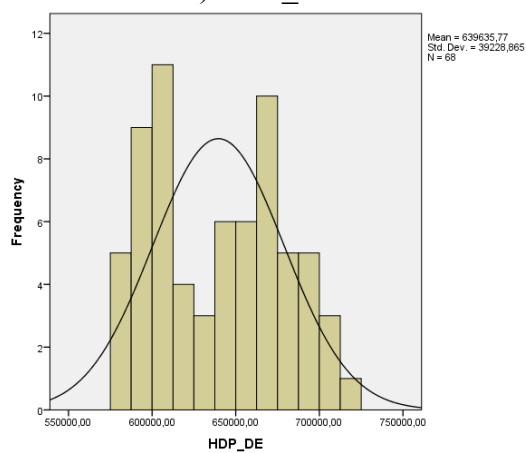
b) ER



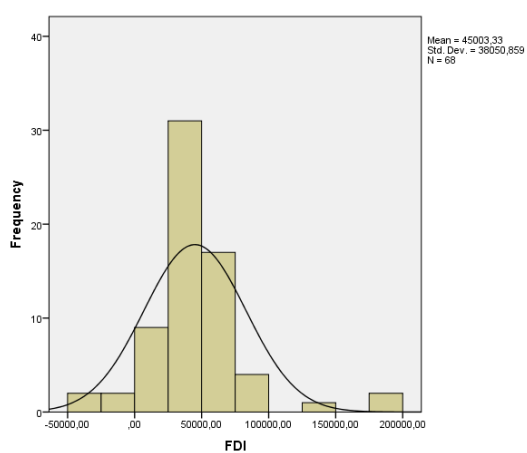
c) HDP_CZ



c) HDP_DE



d) FDI



Zdroj: SPSS verze 24.0

Pro grafickou analýzu vzájemných vztahů je použit bodový diagram, u kterého se postupně nanáší na osu Y vysvětlovaná proměnná a na osy X vysvětlující proměnné a zkoumáme chování koeficientů k vysvětlované proměnné, pokud existuje pozitivní či negativní vztah dle rozmístěných bodů v grafu.

Uvedené hypotézy regresních koeficientů jsou ověřeny graficky pomocí programu SPSS: *Graphs → Legacy Dialogs → Scatter/Dot → Simple Scatter*.

Z grafu 4.3 a) závislosti exportu na směnném kurzu je patrné, že se jedná o negativní závislost a je v souladu s ekonomickou teorií a predikovaným vývojem pro krátké období. Znehodnocení měny by dle teoretických východisek mělo poskytnout zemi cenovou konkurenční výhodu, což by se mělo odrazit ve zvýšeném exportu. Tento jev objasnil Alfred Marschall a Abbe Lerner, kteří definovali tzv. Marschall-Lernerovu podmínku. Ve skutečnosti znehodnocení domácí měny vždy povede ke zvýšení objemu exportu a snížení objemu importu. Avšak vliv na hodnotu vývozu, respektive dovozu je podle podmínky, závislý na cenové elasticitě poptávky po směňovaném zboží. V případě, že vyvážíme produkt a cenová elasticita je nízká (poptávka je neelastická), tak relativní snížení ceny prostřednictvím oslabení domácí měny sice povede k růstu objemu exportu, ale jeho peněžní hodnota se sníží. V krátkém období znehodnocení povede ke snížení exportu, kdežto v delším časovém úseku, zpravidla od 1 roku, kdy dojde k expiraci starých kontraktů a změny preferencí spotřebitelů, dojde ke zvýšení exportu.

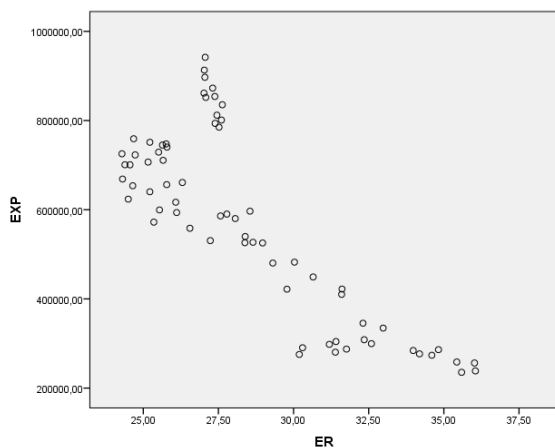
Graf 4.3 b) popisuje závislost exportu na hrubém domácím produktu Česka, tato závislost má pozitivní charakter. S rostoucím HDP se zvyšují výrobní kapacity českých firem, přičemž část z nich je exportně zaměřena.

Obdobně jak u grafu 4.3 b), tak u grafu 4.3 c), který popisuje závislost exportu na hrubém domácím produktu Německa, je pozitivní vztah. S rostoucím HDP obchodního partnera stoupá také poptávka, na což reagují zahraniční firmy zvýšením odbytu.

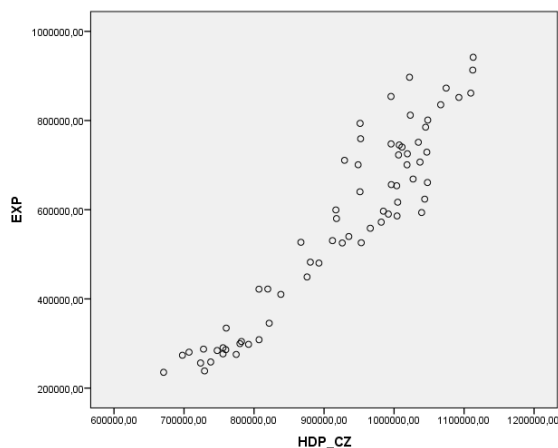
Závislost exportu a poslední proměnné, tedy přímých zahraničních investic, znázorněna grafem 4.3 d), má silně negativní vztah, což odporuje předpokladu. Teoreticky jsou investice na nákup kontrolního balíku společnosti spojeny se záměrem oživit či restrukturalizovat podnik.

Graf 4.3 Bodový diagram závislosti exportu na nezávislých proměnných

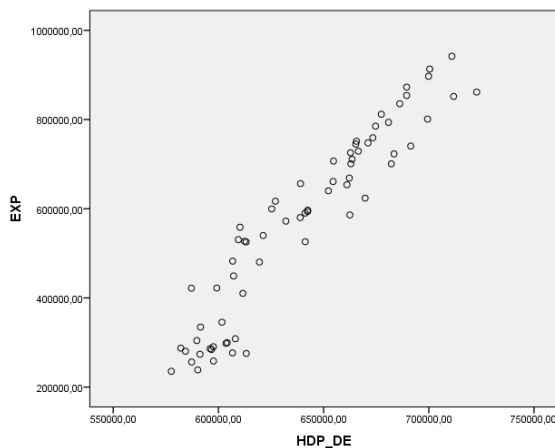
a) závislost EXP na ER



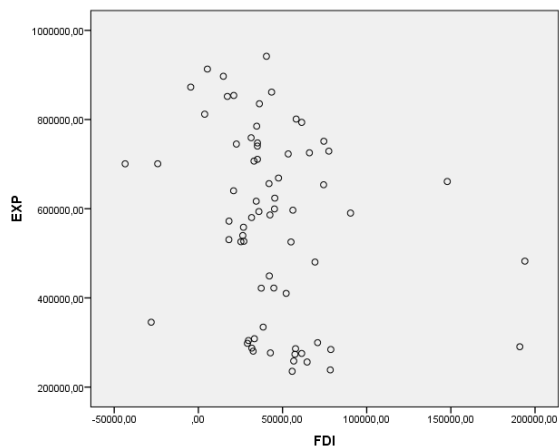
b) závislost EXP na HDP_CZ



c) závislost EXP na HDP_DE



d) závislost EXP na FDI



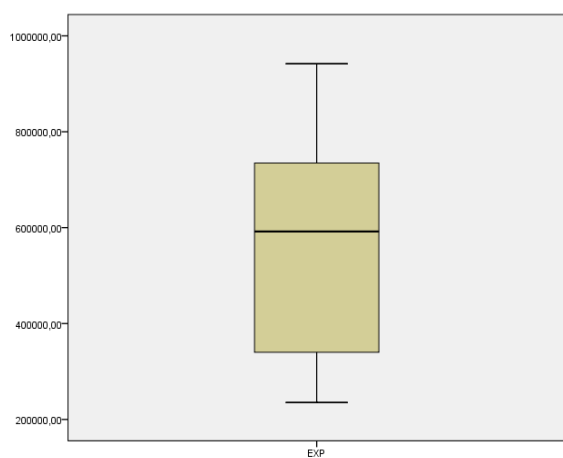
Zdroj: SPSS verze 24.0

4.2 Analýza chybějících hodnot a extrémních hodnot

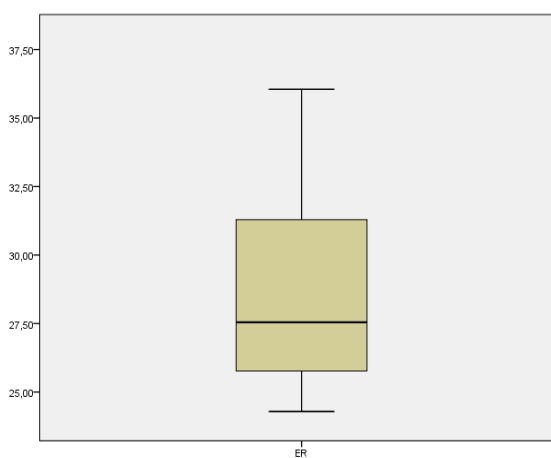
Extrémní hodnoty jsou zkoumány pomocí krabiček s vousy tzv. boxplotů. V těchto grafech (graf 4.4 a – e) jsou extrémně vzdálené hodnoty označeny *, odlehlé hodnoty ○. Výskyt extrémních hodnot je nežádoucí, jelikož může zkreslovat odhady a přesnost modelu.

Graf 4.4 Boxploty proměnných

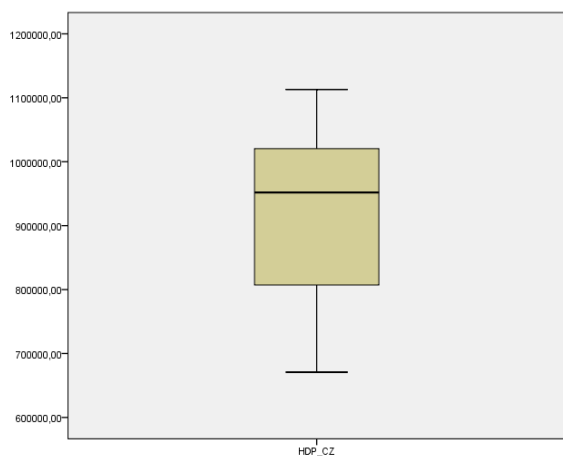
a) EXP (mil Kč)



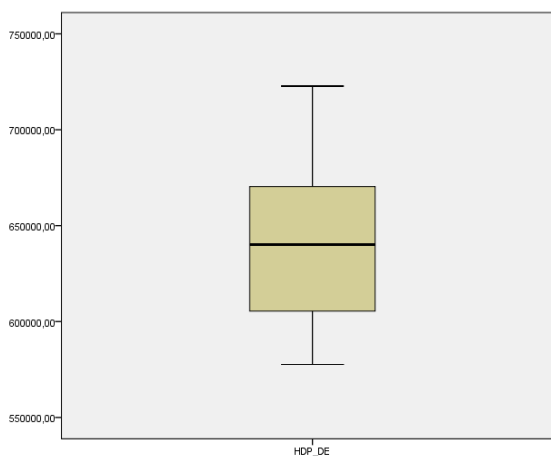
b) ER (CZK/EUR)



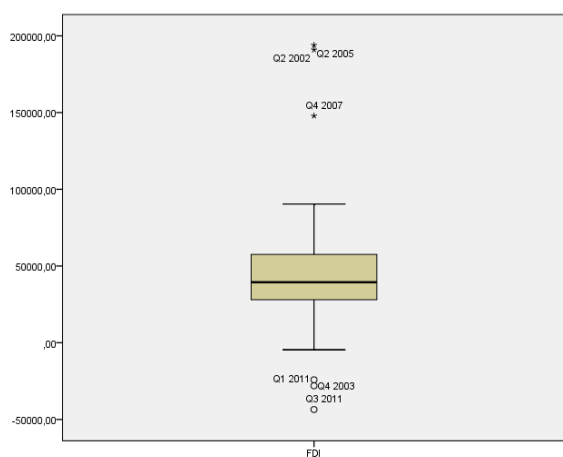
c) HDP_CZ (mil Kč)



d) HDP_DE (mil EUR)



e) FDI (mil Kč)

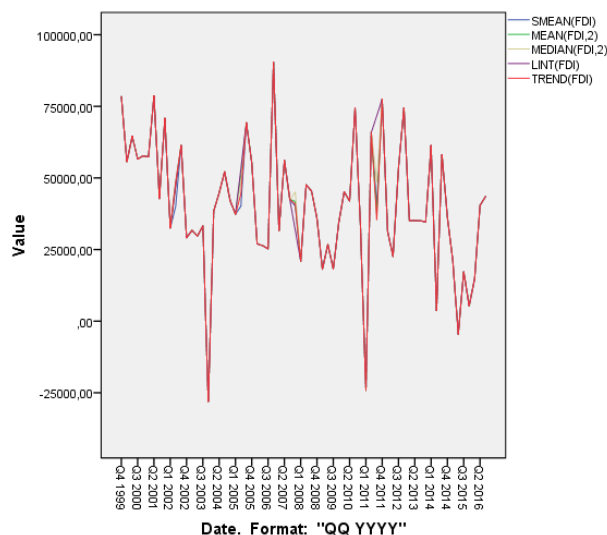


Zdroj: SPSS verze 24.0

Z výše uvedených grafů je patrné, že odlehlé a extrémně odlehlé hodnoty obsahuje pouze proměnná přímých zahraničních investic (graf 4.16). Konkrétně jsou odlehlé hodnoty pro FDI naměřeny ve čtvrtém kvartálu roku 2003, dále v prvním a třetím kvartálu roku 2011. Případ extrémně odlehlých hodnot, které jsou větší než trojnásobek mezikvartilového rozpětí od konce krabice, se vyskytuje ve druhém kvartálu roku 2002 a 2005, následně pak i ve čtvrtém kvartálu roku 2007. Důvody výskytu extrémně odlehlých hodnot jsou vysvětleny u liniového grafu 4.5, který do určité míry předpovídal výskyt odlehlých hodnot. Aby se předešlo vychýlení výsledku, jsou extrémně odlehlé hodnoty nahrazeny pomocí funkce „*replace missing values*“. Odlehlé hodnoty nejsou nahrazovány, avšak hodnota z třetího kvartálu roku 2011 se po nahrazení extrémně odlehlých hodnot stává extrémní, proto je taky nahrazena.

V programu SPSS je možno využít jednu z následujících metod pro nahrazení chybějících hodnot: průměrem časové řady (series mean), průměrem sousedních bodů (mean of nearby points), mediánem sousedních bodů (median of nearby points), lineární interpolací (linear interpolation), lineárním trendem v bodě (linear trend at point). Graf 4.5 znázorňuje metody aplikované na časovou řadu FDI, kde jako nejvíce vhodná metoda se jeví medián sousedních bodů nebo lineární trend v bodě, který je využit v dalších částech práce.

Graf 4.5 Nahrazení FDI



Zdroj: SPSS verze 24.0

4.3 Dekompozice časových řad

K přesnějšímu odhadu chování časových řad je využívána dekompozice časové řady, která rozloží časovou řadu na trendovou, sezónní, cyklickou a náhodnou složku. Trend určuje dlouhodobý směr vývoje analyzované proměnné v čase. Sezónní složka představuje pravidelné výkyvy od trendu v důsledku změn jednotlivých ročních období, popřípadě kvůli různým společenským tradicím. Cyklická složka udává odchylku od trendové složky vlivem dlouhodobého cyklického vývoje, kdy dochází ke střídání fáze růstu a poklesu. Za náhodnou složku se považují ostatní vlivy, které jsou nahodilé a nevyskytují se systematicky.

Obecně při dekompozici časových řad se využívá dvou přístupů, buď aditivní, anebo multiplikativní model, popřípadě jejich kombinace. Aditivní metoda představuje situaci, kdy je vztah jednotlivých složek dán vzájemným součtem, a používá se v případě, kdy variabilita hodnot časové řady je přibližně konstantní v čase. Jednotlivé složky časové řady jsou vyjadřovány v jednotkách řady Y_t . Aditivní dekompozice je obecně vyjádřena rovnicí 4.1,

$$Y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

kde Y_t představuje vybranou proměnnou v čase t určenou k dekompozici, T_t je trendová složka proměnné v čase t , S_t reprezentuje sezónní složku proměnné v čase t , C_t tvoří cyklickou složku proměnné v čase t a ε_t je náhodnou složkou.

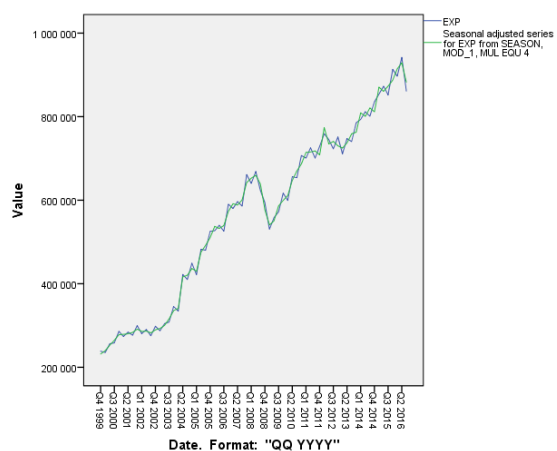
U multiplikativního modelu jsou jednotlivé složky časové řady násobeny, přičemž tato metoda se využívá v případě, kdy variabilita časové řady v čase roste nebo se mění. U multiplikativního přístupu je v hodnotách původní časové řady vyjádřena pouze trendová složka, kdežto ostatní složky se většinou uvádějí jako bezrozměrné koeficienty v relativním vyjádření vůči trendu. Vztah u multiplikativní dekompozice je obecně vyjádřen rovnicí 4.2.

$$Y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot \varepsilon_t. \quad (4.2)$$

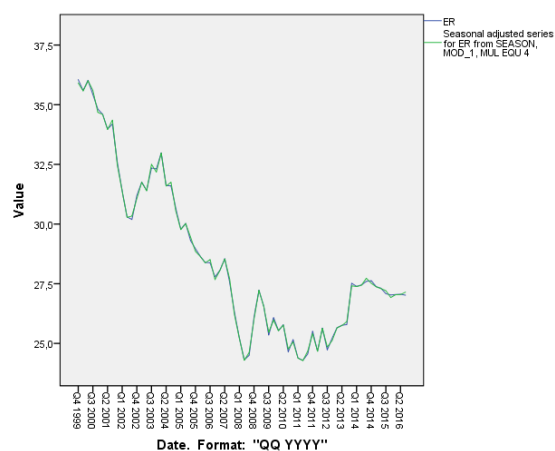
Z vývoje liniových grafů proměnných lze vidět, že variabilita časových řad není konstantní, a proto je použita multiplikativní dekompozice. V programu SPSS je k dekompozici využita funkce *Analyze/Forecasting/Seasonal Decomposition*. Grafy 4.6 a) až 4.6 e) komparují vývoj běžné časové řady (modrá křivka) s očištěnou časovou řadou (zelená křivka).

Graf 4.6 Očištění časových řad

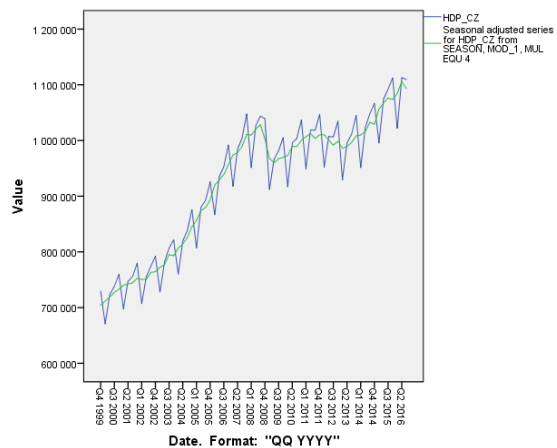
a) EXP



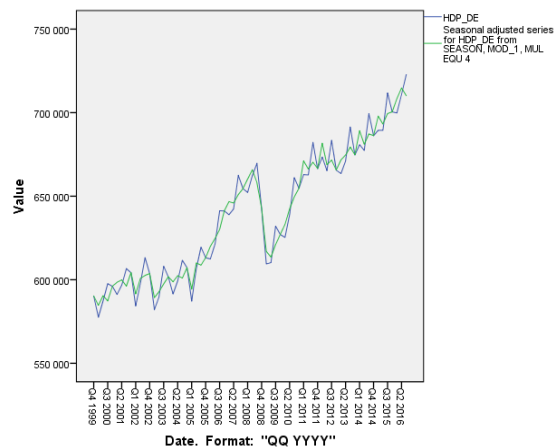
b) ER



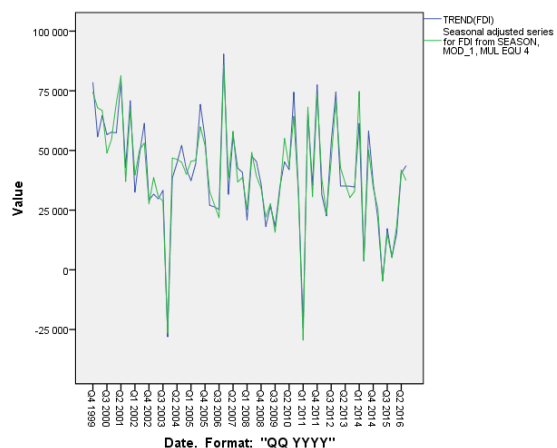
c) HDP_CZ



d) HDP_DE



e) FDI



Zdroj: SPSS verze 24.0

Tabulka 4.2 podává informace o velikosti sezónního faktoru, tzn. jak velký je nárůst proměnné vlivem specifického ročního období. Pokud u znázorněných proměnných hodnota sezónního faktoru v daném období překračuje 100 %, tak to znamená, že v tomto období je hodnota časové řady zvýšená vlivem sezóny, a je třeba ji snížit očištěním. Analogicky opačně funguje tato situace, pokud je hodnota menší než 100 %. U časové řady směnného kurzu lze pozorovat pouze nepatrné změny, lze tedy usoudit, že roční období nemá vliv na vývoj směnného kurzu.

Tabulka 4.2 Sezónní vlivy

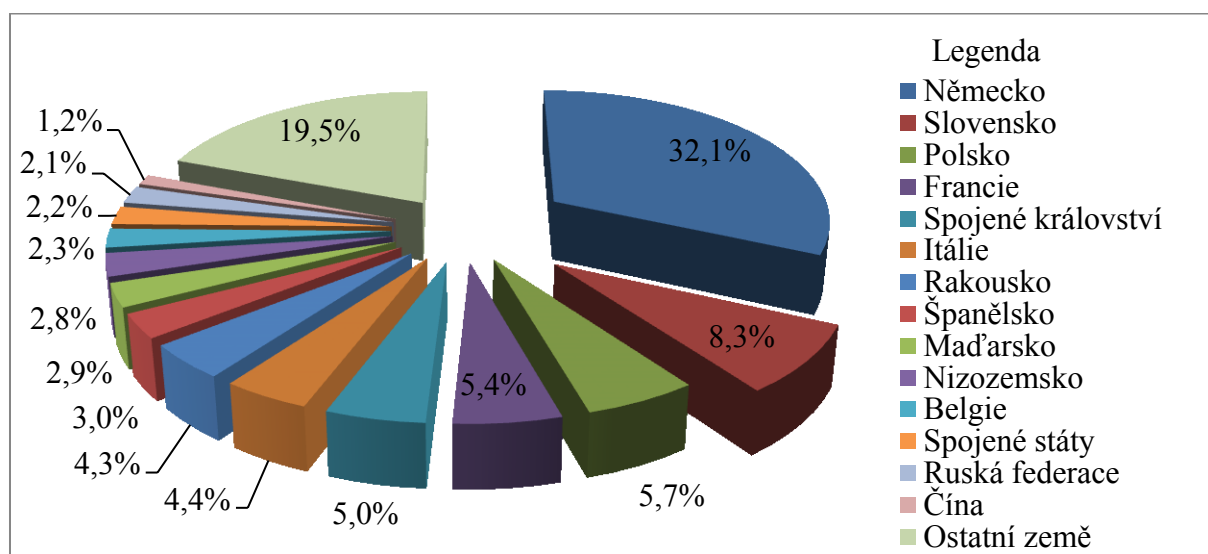
Sezónní faktory		
Jméno časové řady	Období	Sezónní faktor (%)
EXP	1	102,9
	2	98,1
	3	101,4
	4	97,6
ER	1	100,4
	2	100,0
	3	100,0
	4	99,5
HDP_CZ	1	103,6
	2	94,2
	3	100,7
	4	101,5
HDP_DE	1	100,0
	2	98,8
	3	99,5
	4	101,8
FDI	1	105,4
	2	82,1
	3	96,8
	4	115,7

Zdroj: SPSS verze 24.0

4.4 Teritoriální a komoditní struktura exportu ČR

Teritoriální struktura každé vyvážející země je z velké části ovlivněna její geografickou pozicí. Vyšší objem vzájemného obchodu lze tedy logicky pozorovat mezi dvěma sousedícími zeměmi, klasickým příkladem je případ České republiky. Největším partnerem v roce 2016, co se objemu vývozu týče, je Německo, které se dle grafu 4.7 podílí na českém exportu z 32,1 %. Druhou největší vývozní zemí je Slovensko (8,3 %), avšak významné postavení má i Polsko (5,7 %) a také Francie (5,7 %). Podíl Rakouska na celkovém exportu činí 4,3 %. Dominantní část českého exportu směřuje na vnitřní trh EU, přičemž do zemí, jakými jsou Rusko, USA a Čína, míří jen velmi malé procento (2,1 %; 2,2 % a 1,2 %).

Graf 4.7 Teritoriální struktura českého vývozu (2016)



Zdroj: ČSU (2016a), vlastní zpracování

Při členění komoditní struktury je běžně používaná standardní mezinárodní klasifikace zboží (SITC), která byla vytvořena Organizací spojených národů s cílem zajistit lepší porovnatelnost zahraničního obchodu mezi zeměmi a také v čase. Dle této klasifikace jsou všechny produkty rozčleněny do deseti kategorií. Jak popisuje tabulka 4.3, hlavní vývozním artiklem Česka jsou stroje a přepravní zařízení, které se podílejí na celkovém vývozu z 56,2 %. Takto vysoký podíl lze vysvětlit strukturou české ekonomiky, ve které je silně rozvinutý automobilový průmysl. Významnými položkami jsou také tržní výrobky tříděné hlavně dle druhu materiálu (15,1 %) a různé průmyslové výrobky (14 %). Detailní členění jednotlivých kategorií je obsaženo v příloze č. 6 (United Nations, 2007).

Tabulka 4.3 Komoditní struktura exportu ČR (2016)

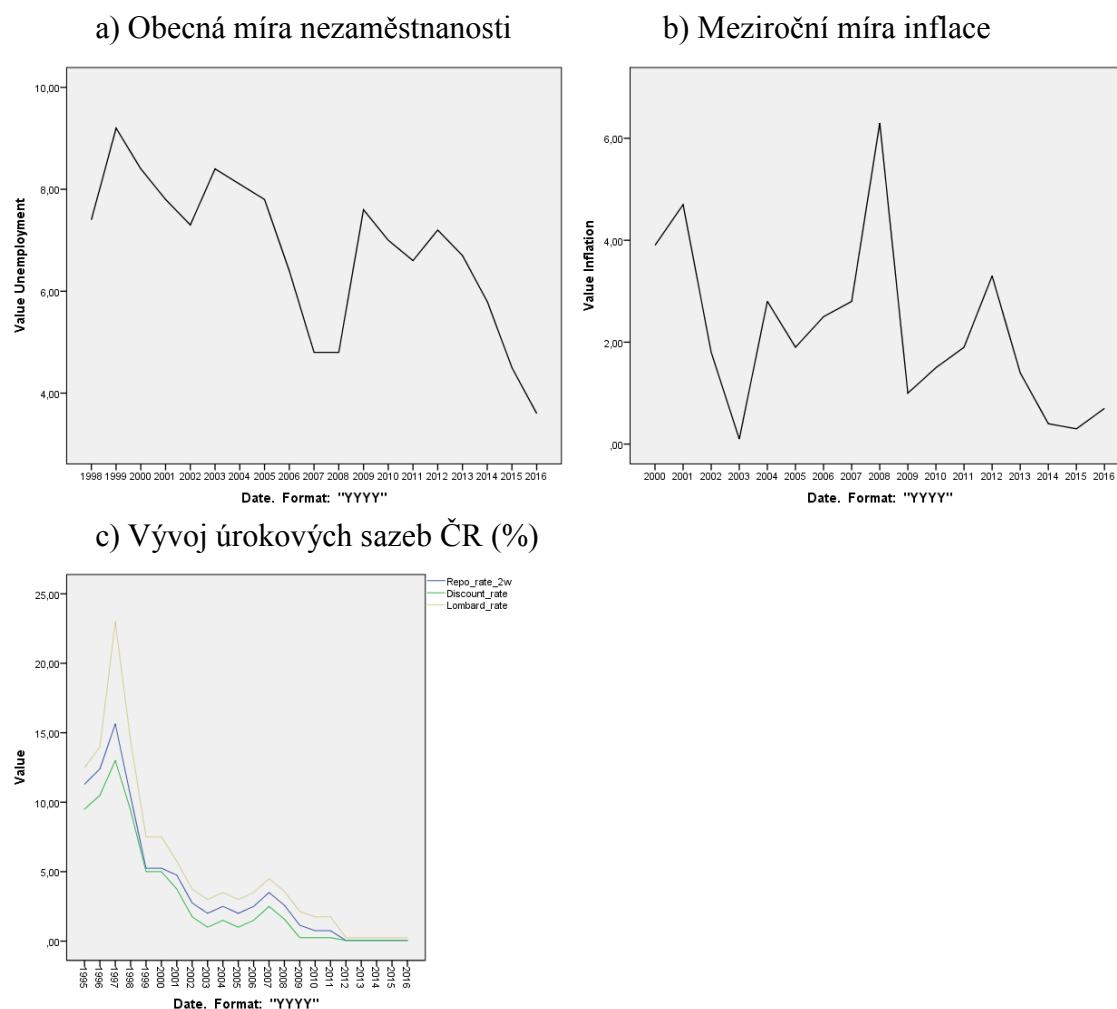
Zbožová struktura vývozu ČR	Podíl v %
0 Potraviny a živá zvířata	3,7
1 Nápoje a tabák	0,7
2 Suroviny nepoživatelné, bez paliv	2,1
3 Minerální paliva, mazadla a příbuzné materiály	1,9
4 Živočišné a rostlinné oleje a tuky	0,3
5 Chemikálie	5,8
6 Tržní výrobky tříděné hlavně dle druhu materiálu	15,1
7 Stroje a přepravní zařízení	56,2
8 Různé průmyslové výrobky	14,0
9 Nespecifikováno	0,2

Zdroj: ČSU (2016b), vlastní zpracování

4.5 Vývoj doplňujících proměnných v čase

Na vývoj exportu má vliv mnoho proměnných, avšak v rámci našeho modelu bude kvantifikován vliv pouze směnného kurzu, HDP a pasivních přímých zahraničních investic. Mezi jedny ze základních makroekonomických ukazatelů patří inflace, nezaměstnanost a úrokové sazby. Vliv těchto veličin není zanedbatelný a budou tak bezpochyby součástí náhodné složky modelu. Jejich vývoj zachycuje graf 4.8. Z grafu 4.8 a) je patrný dlouhodobý klesající trend vývoje obecné míry nezaměstnanosti se znatelným výkyvem v roce 2009, způsobeným světovou ekonomickou krizí. Avšak koncem roku 2016 byla obecná míra nezaměstnanosti Česka jedna z nejnižších v Evropě a dosahovala hodnoty 3,6 %. V případě inflace (graf 4.8 b)) je křivka vývoje více volatilní, s výraznými propady v roce 2003 (0,1 %) a 2015 (0,3 %) a dále také vrcholy v roce 2008 (6,3 %) a 2012 (3,3 %). V rámci zvýšení inflace byly spuštěny devizové intervence, které jsou popsány v další podkapitole 4.6. Graf 4.8 c) znázorňuje vývoj tří základních úrokových sazeb vyhlášených ČNB – dvoutýdenní repo sazba, diskontní sazba a lombardní sazba. Repo operace jsou hlavní měnový nástroj ČNB, při jeho uplatnění nakupuje/prodává cenné papíry a po uplynutí doby splatnosti proběhne reverzní operace. Repo sazba tedy představuje maximální úrok z držení takto nakoupených cenných papírů. Lombardní sazba (marginální zápůjční facilita) slouží ke stanovení úroku za lombardní úvěr, který si komerční banky vypůjčí s cílem udržet povinné minimální rezervy. Naopak diskontní sazba (depozitní facilita) stanovuje úroky, pokud si chce komerční banka uložit přebytečnou likviditu u ČNB. Od roku 1997 všechny úrokové sazby klesají s výjimkou roku 2007, kdy došlo k nárůstu. Úrokové sazby dosáhly v listopadu 2012 technické nuly, tzn. repo a diskontní sazby dosahují hodnoty 0,05 % a lombardní sazba 0,25 %. V této situaci další snižování úrokových sazeb nevede ke zvýšení inflace a tento nástroj se tedy stává neúčinným (ČNB; 2017d, 2017e).

Graf 4.8 Vývoj doplňujících proměnných v čase



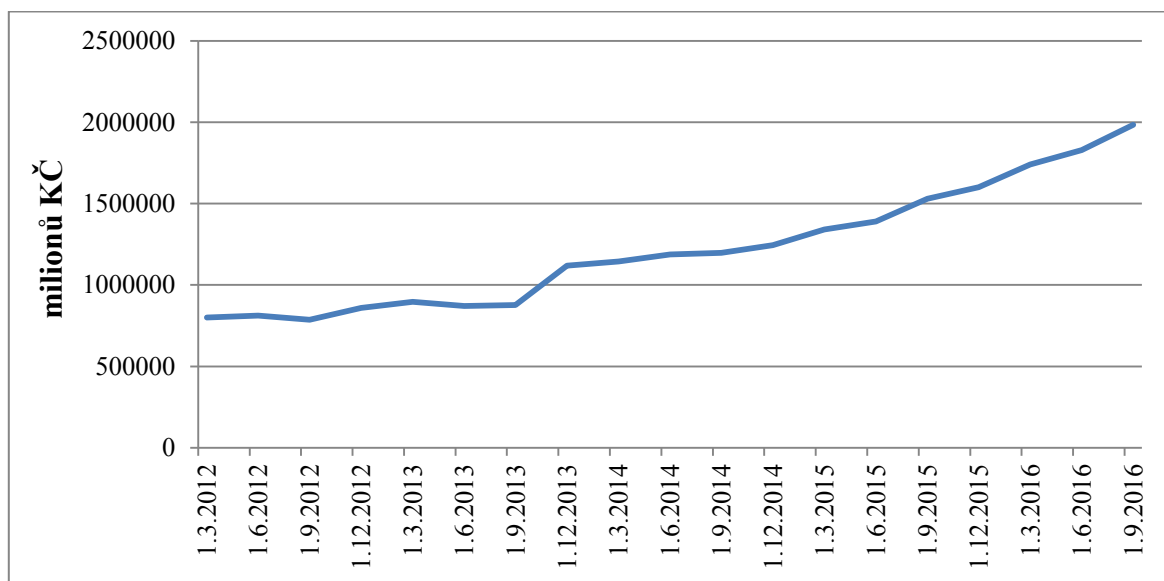
Zdroj: ČNB (2017f), vlastní zpracování v SPSS verze 24.0

4.6 Průběh devizových intervencí v ČR

Česká národní banka využila devizových intervencí historicky pouze dvakrát. Poprvé v prvním čtvrtletí v roce 2002 (Kurzycz, 2012), kdy úspěšně odvrátila posilování kurzu koruny vůči euru (viz graf 4.1 b), což mělo se zpožděním vliv na inflaci (viz graf 4.8 b). Další intervence probíhají od listopadu 2013 s cílem odvrátit hrozbu deflace. ČNB se zavázala udržovat kurz koruny nad hodnotou 27 korun za euro, za tímto účelem provedla v listopadu intervenci, při níž nakoupila eura v hodnotě 200 miliard korun. V polovině roku 2015 začala koruna opět posilovat a ČNB musela intervenovat v červenci (28 mld. Kč), v srpnu (101 mld. Kč) a v září (62,5 mld. Kč). Koncem roku 2015 a během celého roku 2016 musela ČNB pravidelně bránit svůj kurzový závazek, aby udržela kurz koruny pod stanovenou hranicí. Za období listopad 2013 až třetí kvartál 2016 ČNB intervenovala ve výši 25 606 miliard eur (cca 691 miliard korun). Dle prohlášení rady ČNB budou devizové intervence probíhat nejpозději

do poloviny roku 2017 (FXstreet, 2016). Detailní přehled všech intervencí je obsažen v příloze č. 7 (ČNB, 2017b). Důsledkem intervencí je nárůst devizových rezerv, tento jev zachycuje graf 4.9 za období 1. kvartál roku 2012 (dřívější data nejsou dostupná z důvodu změny metodiky výpočtu) až 3. kvartál roku 2016. V grafu je znatelný nárůst deviz na konci roku 2013, kdy začaly intervence a dále růstový trend. Ke konci vykazovaného období dosahují devizové rezervy 1 983,2 miliard korun.

Graf 4.9 Stav devizových rezerv (mil Kč)



Zdroj: ČNB (2017c), vlastní zpracování

4.7 Dílčí shrnutí

V této kapitole jsou graficky analyzovány použité časové řady od čtvrtého kvartálu roku 1999 až po třetí kvartál roku 2016 s ohledem na jejich trend, sezónnost, cykličnost a stacionaritu. Jelikož většina časových řad je nestacionárních, jsou v následujících kapitolách upraveny do různých tvarů s cílem odstranit či zmírnit tento jev. V doprovodných tabulkách jsou zachyceny popisné statistiky jednotlivých proměnných, v histogramech je hodnocena šikmost a špičatost časových řad, potažmo vzájemná závislost v *Scatter/Dot* grafech. Na boxplotech jsou analyzovány výskyty odlehlých a extrémně odlehlých hodnot, přičemž tyto hodnoty se vyskytují u proměnné FDI. K nahrazení hodnoty je využita metoda lineárního trendu v bodě. Stěžejní částí kapitoly je očištění časových řad od sezónní složky pomocí multiplikativní dekompozice. Součástí kapitoly je popis teritoriální a komoditní struktury českého exportu a také vývoj ostatních makroekonomických proměnných v čase. V závěru kapitoly je nastíněn průběh devizových intervencí v podmínkách České republiky.

5. Makroekonometrické modelování a vyhodnocení dopadu devizových intervencí ČNB na export ČR

Tato kapitola diplomové práce je zaměřena na dílčí část procesu ekonometrického modelování, konkrétně na odhad modelu a jeho verifikaci. Nejdříve je proveden odhad regresní rovnice, dále následuje statistická, ekonometrická a ekonomická verifikace. V závěru kapitoly je provedena prognóza budoucího vývoje exportu na základě odhadnutého modelu.

5.1 Odhad lineárního regresního modelu a korelační matice proměnných

Po očištění časových řad má rovnice následující tvar:

$$EXP_SAS_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot ER_SAS_t + \beta_2 \cdot HDP_CZ_SAS_t + \beta_3 \cdot HDP_DE_SAS_t + \beta_4 \cdot FDI_SAS_t + u_t. \quad (5.1)$$

Následně je proveden odhad regresních parametrů rovnice metodou nejmenších čtverců, tato funkce je v programu SPSS provedena pomocí *Analyze/Regression/Linear*. Výstupem programu je souhrnná tabulka, tabulka ANOVA (analýza rozptylu), tabulka s koeficienty regresorů a graf vývoje reziduí. Souhrnná tabulka poskytuje informace o přiléhavosti regresní přímky k sledovaným datům – koeficient determinace (sloupeček R square) a také Durbin-Watsonovou (DW) statistiku, která hodnotí výskyt autokorelace náhodné složky. Je žádoucí vysoká hodnota R square a DW statistika s hodnotou kolem dvou. Tabulka ANOVA hodnotí signifikantnost modelu jako celku, přičemž pro významnost modelu je důležité, aby p-hodnota byla menší než hladina významnosti. Poslední tabulka mimo to, že poskytuje informace o velikostech regresních koeficientů (sloupec β , respektive B), tak je i její součástí hodnocení významnosti jednotlivých proměnných v modelu. Tabulky poskytují i mnoho dalších doplňujících informací, ty však pro potřeby práce nejsou důležité. Při grafické analýze reziduí je vhodné, aby jejich vývoj byl náhodný a nebyl patrný určitý trend/vzor.

Grafickou analýzou časových řad bylo odhaleno, že se jedná o nestacionární časové řady. Stacionaritou časových řad se rozumí, že změny v časové řadě nejsou v čase konstantní. Časová řada se stává stacionární, pokud střední hodnota a rozptyl jsou konstantní v čase, přičemž kovariance dvou hodnot časové řady závisí pouze na vzdálenosti v čase. U nestacionárních časových řad může dojít ke zdánlivé regresi a odhad parametrů v rovnici pro příslušné vysvětlující proměnné může být nadhodnocený a význam ostatních vysvětlujících proměnných omezený. Pro nevychýlený odhad je tedy nutné nestacionaritu odstranit, či alespoň zmírnit, toho lze dosáhnout transformací časových řad. Kromě časových

řad v úrovních jsou v práci data převedeny do podoby jejich diferencí, růstu, ale i logaritmů. Program SPSS umožňuje manuálně provést tuto transformaci pomocí *Transform/Compute variable*.

Korelační analýza slouží ke stanovení síly závislosti mezi kvantitativními znaky. Při párové korelaci je vytvořena korelační matice, která vyjadřuje závislost mezi jednotlivými proměnnými. Představuje čtvercovou trojúhelníkovou matici s prvky na diagonále, které jsou rovny 1. První řádek každé proměnné udává koeficient korelace, pakliže se jeho hodnota blíží k 1, tak existuje pozitivní závislost (při -1 existuje negativní závislost). V případě, kdy se hodnota blíží k nule, tak není mezi proměnnými lineární závislost a znaky jsou nekorelovány. Je žádoucí, aby mezi vysvětlujícími proměnnými byla hodnota korelačního koeficientu vyjádřeného v absolutní hodnotě menší než 0,8, aby se předešlo problému s multikolinearitou. Naopak je vhodná vysoká závislost mezi vysvětlovanou proměnnou a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými. Druhý řádek popisuje statistickou významnost, která by měla být menší než zvolená hladina významnosti, která byla v této práci standardně zvolena na úrovni 5 %. Poslední řádek u každé proměnné vyjadřuje počet pozorování. V programu SPSS lze korelační matici vytvořit prostřednictvím *Analyze/Correlate/Bivariate*.

V zájmu přehlednosti práce jsou všechny tabulky a grafy související s modely, které nebudou dále testovány, zahrnuty do přílohy (přílohy č. 2 až 4). Tabulky a graf k odhadu závěrečného modelu jsou rovněž v příloze (příloha č. 5), jelikož ten se od modelu, který byl zkoumán a podrobně rozebrán v dřívější kapitole, liší pouze o drobné korekce.

5.1.1 Odhad modelu v úrovních

Při odhadu modelu v úrovních nejsou časové řady dále upravovány a jako vstupní data k odhadu regrese poslouží běžně očištěná data. Z přílohy č. 2 a) je patrné, že model má vysoký koeficient determinace (0,98), to je způsobeno zahrnutím trendové složky v časové řadě, navíc DW statistika je na poměrně malé hodnotě (0,351). Kvůli nestacionaritě není tento model vhodný. Dle tabulky b) téže přílohy je tento model jako celek statisticky významný.

Z tabulky c) je zjevné, že jak směnný kurz, tak i přímé zahraniční investice jsou statisticky nesignifikanční a měly by být z modelu vyloučeny nebo upraveny. Po dosažení koeficientu z této tabulky má rovnice tvar:

$$EXP_SAS_t = -2086031,280 + 2316,089 \cdot ER_SAS_t + 0,984 \cdot HDP_CZ_SAS_t + 2,627 \cdot HDP_DE_SAS_t + (-0,038) \cdot FDI_SAS_t + u_t. \quad (5.2)$$

Vývoj reziduí v grafu d) je náhodný se střední hodnotou nula. Z tabulky e), která znázorňuje párovou korelaci mezi proměnnými, lze usoudit, že existuje vysoká negativní závislost (-0,824) na jednocentní hladině významnosti mezi exportem a směnným kurzem, dále vysoká kladná závislost na jednocentní hladině významnosti mezi vysvětlovanou proměnnou a HDP ČR (0,970) a dále také HDP Německa (0,969), v případě vzájemného vztahu mezi exportem a přímými zahraničními investicemi existuje na 5% hladině významnosti negativní závislost (-0,306). Podmínku korelace nižší než je hodnota 0,8 nesplňují dvojice proměnných ER-HDP_CZ_SAS a HDP_CZ-HDP_DE_SAS, z tabulky lze tedy predikovat jisté budoucí problémy u těchto proměnných, způsobené nestacionaritou časových řad. Vyloučení či upravení těchto hodnot je provedeno až po patřičném odhadu nejvhodnějšího modelu pomocí metody nejmenších čtverců.

5.1.2 Odhad modelu v diferencích

K odhadu modelu v diferencích je nejdříve třeba transformovat každou časovou řadu na jejich difference, k tomu je využit následující vzorec:

$$diff_Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \quad (5.3)$$

kde Y_{t-1} se rozumí zpožděná hodnota časové řady o jedno období, tedy o jeden kvartál. V dalších částech práce jsou používány pouze sezonně očištěné časové řady, proto v rámci usnadnění a zvýšení přehlednosti je odstraněna přípona _SAS. Dle přílohy č. 3, tabulky a) odhadu modelu v diferencích je pomocí vysvětlujících proměnných vysvětleno 62,5 % variability exportu, zbytek je vysvětlen náhodnou složkou. Jedná se o model s poměrně vysokým R^2 a navíc DW statistika je na velmi příznivé hodnotě 1,835. Dle tabulky b) je tento model jako celek statisticky významný.

Podle tabulky c) regresních parametrů jsou přímé zahraniční investice vyjádřené jako difference statisticky nevýznamné. Rovněž úroňová konstanta je statisticky nesignifikantní. U směnného kurzu přesahuje p-hodnota hladinu významnosti o 0,03, avšak na 10% hladině významnosti je stále signifikantní. Po dosažení koeficientů diferencí má rovnice tvar:

$$diff_EXP_t = 2690,011 + (-5402,628) \cdot diff_ER_t + 0,609 \cdot diff_HDP_CZ_t + 1,544 \cdot diff_HDP_DE_t + (-0,034) \cdot diff_FDI_t + u_t. \quad (5.4)$$

Vývoj reziduí v grafu d) je náhodný se střední hodnotou nula. U korelační matice modelu v diferencích (tabulka e) přílohy č. 3) je vysvětlovaná proměnná nejvíce korelována s $diff_HDP_DE$ (0,734), dále následuje střední závislost s $diff_HDP_CZ$ (0,569) a také

závislost s diff_ER , která je však negativního charakteru (-0,437). U těchto proměnných je korelace signifikantní na 1% hladině významnosti. Jak již bylo naznačeno z předchozí tabulky, jsou diff_FDI velmi slabě korelovány s exportem, navíc tato korelace je nevýznamná. Co se týče párové korelace mezi vysvětlujícími proměnnými, tak jejich hodnota nepřesahuje 0,8, tzn. nepředpokládá se problém s multikolinearitou. Po analýze charakteristik modelu lze usoudit, že tento model je vhodný k použití.

5.1.3 Odhad modelu v přirozených logaritmech

Pro odhad modelu v přirozených logaritmech je nejdříve provedena přeměna proměnných podle vzorce:

$$\text{Ln_}Y_t = \ln(Y_t). \quad (5.5)$$

Avšak v tomto případě se vyskytl problém, jelikož časová řada FDI obsahuje záporné hodnoty a logaritmus lze vytvořit pouze z kladných hodnot. Navíc logaritmy slouží převážně ke zmírnění nestacionarity, a tak lze předpokládat obdobný vývoj jako u modelu v úrovních. Toto tvrzení podporuje tabulka a) příloha č. 4, jejíž hodnoty jsou velmi podobné hodnotám z tabulky a), přílohy č. 2 odhadu modelu v úrovních. Konkrétně u modelu v logaritmech je velmi vysoký koeficient determinace (0,979), a naopak hodnota DW statistiky je velmi nízká (0,3). Dle tabulky b) přílohy č. 4 je tento model jako celek statisticky významný.

Z tabulky c) je patrné, že v modelu jsou logaritmovaný směnný kurz a logaritmované přímé zahraniční investice statisticky nevýznamné a měly by být upraveny, popřípadě z modelu vyloučeny. Po dosazení má rovnice následující tvar:

$$\ln_EXP_t = -40,673 + 0,01 \cdot \ln_ER_t + 2,492 \cdot \ln_HDP_CZ_t + 1,465 \cdot \ln_HDP_DE_t + 0,001 \cdot \ln_FDI_t + u_t. \quad (5.6)$$

Vývoj reziduí v grafu d) je náhodný se střední hodnotou nula. Obdobně jako u modelu v úrovních vykazuje korelační matice (graf e) vysoké hodnoty závislosti mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými na 1% hladině významnosti. Existuje velmi vysoká závislost mezi dvojicemi \ln_EXP a \ln_HDP_CZ (0,986), respektive \ln_EXP a \ln_HDP_DE (0,933). V případě logaritmovaného exportu a směnného kurzu je odhadovaná silná negativní závislost (-0,872), kdežto vztah \ln_EXP a \ln_FDI je rovněž negativní závislostí, ale slabšího charakteru (-0,374). U vztahu mezi vysvětlujícími proměnnými porušují na 1% hladině významnosti podmínku nemultikolinearity páry \ln_ER a \ln_HDP_CZ (-0,896), potažmo \ln_HDP_CZ a \ln_HDP_DE (0,910).

5.1.4 Odhad modelu v růstech

Před odhadem nového modelu je provedena transformace časové řady na její růsty podle následujícího vzorce:

$$growth_Y_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_t} . \quad (5.7)$$

Z tabulky 5.1 lze zjistit, že model z 55 % vysvětluje, jak se bude vyvíjet růst exportu. Hodnota DW statistiky je 1,644, a proto pravděpodobně nenastanou problémy s autokorelací náhodné složky.

Tabulka 5.1 Souhrnná tabulka modelu v růstech

Shrnutí modelu ^b					
Model	R	R ²	korigovaný R ²	Směrodatná odchylka odhadu	Durbin-Watson
1	,742 ^a	,550	,521	,02750	1,644
a. Prediktor: (Konstanta), growth_FDI, growth_HDP_CZ, growth_ER, growth_HDP_DE					
b. Závislá proměnná: growth_EXP					

Zdroj: SPSS verze 24.0

Dle tabulky 5.2 je tento model jako celek statisticky významný.

Tabulka 5.2 Tabulka ANOVA modelu v růstech

ANOVA ^a						
Model		Součet čtverců	df	Střední hodnota čtverců	F statistika	p-hodnota
1	Regrese	,057	4	,014	18,979	,000 ^b
	Reziduální	,047	62	,001		
	Celkem	,104	66			
a. Závislá proměnná: growth_EXP						
b. Prediktor: (Konstanta), growth_FDI, growth_HDP_CZ, growth_ER, growth_HDP_DE						

Zdroj: SPSS verze 24.0

V tabulce 5.3, která zachycuje informace o koeficientech růstového modelu, je patrné, že přímé zahraniční investice byt' v růstech tak jsou opět nevýznamné, a navíc hodnota koeficientu je velmi malá. Ostatní veličiny jsou signifikantní, přičemž úroňová konstanta je významná na 10% hladině významnosti, avšak její hodnota je téměř nulová (0,007). Po dosazení koeficientů růstového modelu má rovnice tvar:

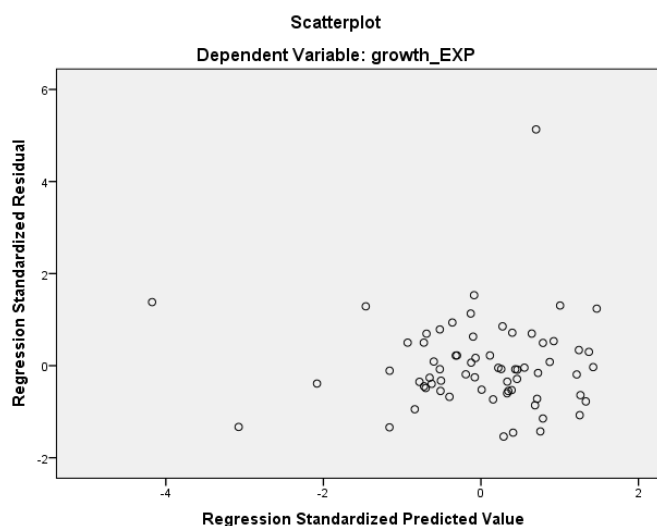
$$growth_EXP_t \approx 0,007 + (-0,329) \cdot growth_ER_t + 1,044 \cdot growth_HDP_CZ_t + 1,417 \cdot growth_HDP_DE_t + 0 \cdot growth_FDI_t u_t. \quad (5.8)$$

Tabulka 5.3 Tabulka s koeficienty modelu v růstech

Koeficienty ^a						
Model		Nestandardizované koeficienty		standardizované koeficienty	t statistika	p-hodnota
		B	Směrodatná odchylka	Beta		
1	(Konstanta)	,007	,004		1,751	,085
	growth_ER	-,329	,148	-,208	-2,224	,030
	growth_HDP_CZ	1,044	,342	,294	3,057	,003
	growth_HDP_DE	1,417	,332	,444	4,272	,000
	growth_FDI	,000	,001	-,015	-,169	,866
a. Závislá proměnná: growth_EXP						

Zdroj: SPSS verze 24.0

Vývoj reziduí v grafu 5.1 je náhodný se střední hodnotou nula.

Graf 5.1 Grafická analýza reziduí modelu v růstech

Zdroj: SPSS verze 24.0

Při analýze korelace (tabulka 5.4) růstového modelu mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými lze na 1% hladině významnosti zpozorovat střední závislost mezi growth_EXP a oběma hrubými domácími produkty, konkrétně 0,546 pro český a 0,666 pro německý. Vztah růstu exportu a růstu směnného kurzu je rovněž na 1% hladině významnosti signifikantní, ale má záporný charakter (-0,458). Mezi růstem přímých zahraničních investic a růstem exportu existuje velmi slabá (0,075) a nesignifikantní vzájemná závislost. U vzájemného vztahu mezi vysvětlujícími proměnnými neexistuje závislost silnější než hodnota 0,8, a tedy nepředpokládá se problém s multikolinearitou.

Tabulka 5.4 Korelační matice modelu v růstech

		Korelace				
		growth_EX P	growth_E R	growth_HDP_C Z	growth_HDP_D E	growth_F DI
growth_EXP	Pearsonův korelační koeficient	1	-,458**	,546**	,666**	,075
	p-hodnota (oboustranný test)		,000	,000	,000	,548
	Počet měření	67	67	67	67	67
growth_ER	Pearsonův korelační koeficient	-,458**	1	-,221	-,417**	-,054
	p-hodnota (oboustranný test)	,000		,073	,000	,663
	Počet měření	67	67	67	67	67
growth_HDP_ CZ	Pearsonův korelační koeficient	,546**	-,221	1	,464**	,053
	p-hodnota (oboustranný test)	,000	,073		,000	,672
	Počet měření	67	67	67	67	67
growth_HDP_ DE	Pearsonův korelační koeficient	,666**	-,417**	,464**	1	,141
	p-hodnota (oboustranný test)	,000	,000	,000		,257
	Počet měření	67	67	67	67	67
growth_FDI	Pearsonův korelační koeficient	,075	-,054	,053	,141	1
	p-hodnota (oboustranný test)	,548	,663	,672	,257	
	Počet měření	67	67	67	67	67
**. Korelace je signifikantní na 1% hladině významnosti (oboustranný test).						

Zdroj: SPSS verze 24.0

5.1.5 Shrnutí a výběr nejvhodnějšího modelu

Na základě údajů z tabulky 5.5 a předchozích komentářů se jako nejlepší modely jeví model v diferencích a v růstech. Modely v úrovních a v logaritmech je třeba zamítnout, jelikož pracují s nestacionárními řadami, a navíc hodnota DW statistiky avizuje potíže s autokorelací náhodné složky. V neposlední řadě je u těchto modelů problém nevýznamnosti koeficientu směnného kurzu, jehož identifikace je pro potřeby práce klíčová.

Tabulka 5.5 Shrnutí informací o modelech

Model	V úrovních	V diferencích	V logaritmech	V růstech
R^2	0,98	0,625	0,979	0,55
Adj. R^2	0,979	0,601	0,977	0,521
DW Statistika	0,351	1,835	0,3	1,644
β_1	2316,089 (nevýznamný)	-5402,628	0,01 (nevýznamný)	-0,329
β_2	0,984	0,609	2,492	1,044
β_3	2,627	1,544	1,465	1,417
β_4	-0,038 (nevýznamný)	-0,034 (nevýznamný)	0,001 (nevýznamný)	0,000 (nevýznamný)
Vývoj reziduí	náhodný	náhodný	náhodný	náhodný

Zdroj: vlastní zpracování

Ve všech zvažovaných modelech byla proměnná přímých zahraničních investic nesignifikantní, proto bude z modelu vyřazena. V dalších částech práce bude využit model v růstech, jelikož u modelu v diferencích je na 5% hladině významnosti směnný kurz nevýznamný, navíc úroňová konstanta není nevýznamná ani na 10% hladině významnosti. Dalším důvodem pro výběr modelu v růstech je charakter proměnných, jelikož vývoj proměnných se obecně měří i lépe interpretuje v růstech než v diferencích. Nový model bez $growth_FDI$ je nutné znovu odhadnout. Nový odhad (příloha č. 5) se od původního liší jen o drobné korekce. Je rovněž nutné připomenou, že díky charakteru modelu v růstech se snížil počet pozorování z 68 na 67. Odhad nového modelu v růstech:

$$growth_EXP_t = 0,007 + (-0,329) \cdot growth_ER_t + 1,044 \cdot growth_HDP_CZ_t + 1,417 \cdot growth_HDP_DE_t + u_t. \quad (5.9)$$

5.2 Statistická verifikace odhadnutých parametrů v modelu

V této kapitole je ověřena statistická významnost jednotlivých regresních koeficientů vybraného modelu v růstech pomocí t-testu, dále pak i modelu jako celku prostřednictvím F-testu.

5.2.1 Ověření statistické významnosti regresních koeficientů vybraného modelu

U t-testu je nulovou hypotézou (H_0) tvrzení, že zvolený parametr se rovná nule, tzn. je statisticky nevýznamný. Naopak alternativní hypotézou (H_1) je domněnka, že zvolený koeficient není rovný nule, tzn. je statisticky významný. K výpočtu t-statistiky je využit následující vzorec:

$$t_{vyp} = \frac{\beta_i - 0}{\sigma_{\beta_i}}. \quad (5.10)$$

Kde β_i je i-tý parametr a σ_{β_i} je směrodatná odchylka i-tého parametru. Testování proběhne na 5% hladině významnosti (α), k doplňujícím výpočtům kritických hodnot bude využito programu MS Excel a funkce TINV (α ; n-k) pro oboustranné testování hypotéz, kde n je počet pozorování a k počet parametrů včetně úrovně konstanty. Pokud vypočtená t statistika leží v kritické oblasti, tak zamítáme H_0 a přijímáme H_1 , a tedy vybraný parametr je statisticky významný a ze statistického pohledu může být zařazen do modelu.

- Test statistické významnosti parametru β_1

Stanovení hypotéz $H_0: \beta_1 = 0$ (parametr β_1 je statisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (parametr β_1 je statisticky významný)

Testové kritérium $\beta_1 = -0,329$

$\sigma_{\beta_1} = 0,147$

$$t_{vyp} = \frac{-0,329 - 0}{0,148} = -2,238$$

Kritické hodnoty počet pozorování $n = 67$

počet prom. vč. konstanty $k = 4$ (β_0 , growth_ER, growth_HDP_CZ, growth_HDP_DE)

$$t_{krit} = \text{TINV}(0,05; 63) = 1,998$$

Rozhodnutí $t_{vyp} > t_{krit}$ ($|-2,238| > |1,998|$) proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1

(koeficient β_1 je statisticky významný na 5% hladině

významnosti). Alternativní rozhodovací pravidlo: porovnáváme hladinu významnosti α s p-hodnotou (tabulka c) příloha 5). P-hodnota $< \alpha$, proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1 .

- Test statistické významnosti parametru β_2

Stanovení hypotéz $H_0: \beta_2 = 0$ (parametr β_2 je statisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (parametr β_2 je statisticky významný)

Testové kritérium $\beta_2 = 1,045$

$$\sigma_{\beta_2} = 0,339$$

$$t_{vyp} = \frac{1,045 - 0}{0,339} = 3,083$$

Kritické hodnoty počet pozorování $n = 67$

počet prom. vč. konstanty $k = 4$ (β_0 , growth_ER, growth_HDP_CZ, growth_HDP_DE)

$$t_{krit} = \text{TINV}(0,05; 63) = 1,998$$

Rozhodnutí $t_{vyp} > t_{krit}$ ($|3,083| > |1,998|$) proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1

(koeficient β_2 je statisticky významný na 5% hladině

významnosti). Alternativní rozhodovací pravidlo: porovnáváme hladinu významnosti α s p-hodnotou (tabulka c) příloha 5). P-hodnota $< \alpha$, proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1 .

- Test statistické významnosti parametru β_3

Stanovení hypotéz $H_0: \beta_3 = 0$ (parametr β_3 je statisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_3 \neq 0$ (parametr β_3 je statisticky významný)

Testové kritérium $\beta_3 = 1,410$

$$\sigma_{\beta_3} = 0,327$$

$$t_{vyp} = \frac{1,044 - 0}{0,342} = 4,312$$

Kritické hodnoty počet pozorování $n = 67$

počet prom. vč. konstanty $k = 4$ (β_0 , growth_ER, growth_HDP_CZ, growth_HDP_DE)

$$t_{krit} = \text{TINV}(0,05; 63) = 1,998$$

Rozhodnutí $t_{vyp} > t_{krit}$ ($|4,312| > |1,998|$) proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1

(koeficient β_3 je statisticky významný na 5% hladině

významnosti). Alternativní rozhodovací pravidlo: porovnáváme hladinu významnosti α s p-hodnotou (tabulka c) příloha 5). P-hodnota $< \alpha$, proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1 .

5.2.2 Ověření statistické významnosti modelu jako celku

U F-testu je nulovou hypotézou (H_0) tvrzení, že všechny parametry modelu se rovnají nule, tzn. jsou statisticky nevýznamné. Naopak alternativní hypotézou (H_1) je teze, že zvolené koeficienty nejsou rovny nule, tzn. jsou statisticky významné. K výpočtu F statistiky je využit následující vzorec:

$$F_{vyp} = \frac{\frac{ESS}{df_1}}{\frac{RSS}{df_2}}. \quad (5.11)$$

Kde ESS je vysvětlený součet čtverců, RSS je reziduální součet čtverců, df_1 a df_2 jsou stupně volnosti vycházející z analýzy ANOVA, přičemž $df_1 = k-1$ a $df_2 = n-k$. Testování proběhne na 5% hladině významnosti (α), k doplňujícím výpočtům kritických hodnot bude využito programu MS Excel a funkce FINV (α ; df_1 ; df_2) pro oboustranné testování hypotéz.

Stanovení hypotéz $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ (všechny regresní parametry kromě β_0 jsou současně rovny 0, takže model jako celek je statisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_1 \neq 0 \vee \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0$ (alespoň 1 z regresních parametrů je různý od 0, takže model jako celek je statisticky významný)

Testové kritérium $ESS = 0,057$

$RSS = 0,047$

$df_1 = \text{počet proměnných vč. úrovnové konst.}(k) - 1$ neboli $k-1 = 4-1=3$

$df_2 = \text{počet pozorování } (n) - \text{počet proměnných vč. úrovnové konst.}(k)$

neboli $n-k = 67-4 = 63$

$$F_{vyp} = \frac{\frac{0,57}{3}}{\frac{0,47}{63}} = 25,468$$

Kritické hodnoty $F_{krit} = FINV(0,05; 3; 63) = 2,751$

Rozhodnutí $F_{vyp} > F_{krit}$ ($25,468 > 2,751$), takže H_0 zamítáme, přijímáme H_1 (Model jako celek je statisticky významný na 5% hladině významnosti). Alternativní rozhodovací pravidlo: porovnáváme hladinu významnosti α s p-hodnotou (tabulka b) příloha 5). P-hodnota $< \alpha$, proto H_0 zamítáme, přijímáme H_1 . S 95% pravděpodobností tak lze říci, že model jako celek je statisticky významný - není potřeba další úprav.

5.3 Ekonometrická verifikace modelu – testování problémů

Tato kapitola práce je zaměřena na ekonometrickou verifikaci, tedy na ověření podmínek a předpokladů potřebných k správnému fungování použitých metod a testů. Součástí procesu ekonometrického ověřování je testování autokorelace, heteroskedasticity, multikolinearity, normality reziduí a správné specifikace modelu

5.3.1 Autokorelace

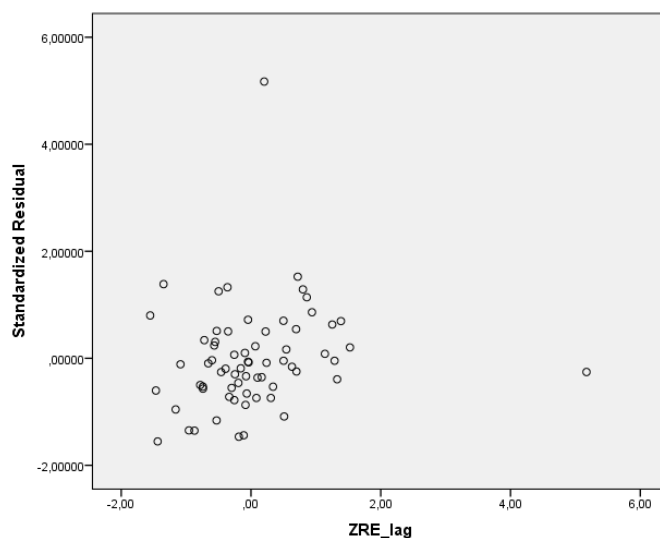
Testováním autokorelace se rozumí zkoumání sériové závislosti náhodné složky u_t na svých zpožděných hodnotách. Lejnarová a kol. (2009) uvádí následující příčiny výskytu autokorelace:

- setrvačnost ve vývoji ekonomických veličin,
- chybná specifikace modelu,
- chyby měření,
- nesprávné nastavení zpoždění u vysvětlujících proměnných,
- nesprávně transformovaná výběrová data.

Výskyt autokorelace v modelu vychyluje odhady rozptylu regresního parametru, a tedy testování hypotéz prostřednictvím intervalu spolehlivosti je zkreslováno a ztrácí vypovídací schopnost.

K identifikaci autokorelace reziduální složky je využito grafických testů, ale i sofistikovaného testu Durbina-Watsona. Ke grafické analýze je využit XY bodový graf závislosti náhodné složky na svých zpožděných hodnotách, liniový graf standardizovaných reziduí, autokorelační a parciální autokorelační graf reziduální složky. Dle bodového grafu 5.2 lze usoudit, že u modelu není přítomna autokorelace, jelikož vývoj náhodné složky je náhodný, bez zjevného trendu, či systematických změn. V programu SPSS lze vytvořit bodový graf pomocí *Graphs/Legacy Dialogs/Scatter, Dot*.

Graf 5.2 Bodový graf náhodné složky

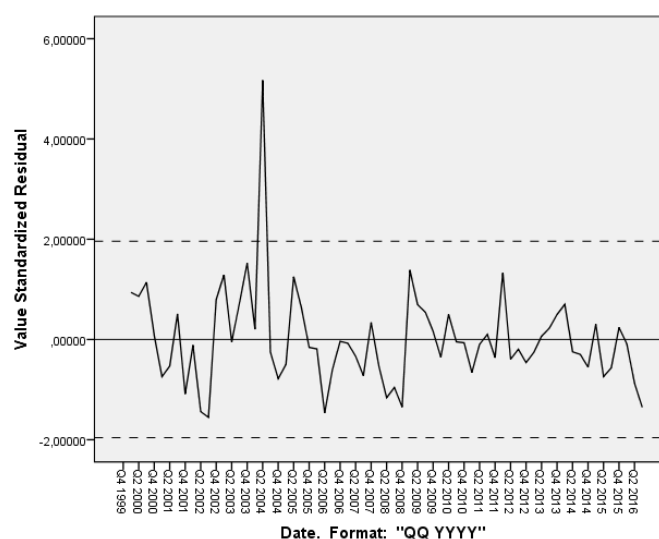


Zdroj: SPSS verze 24.0

Druhým způsobem jak zkoumat autokorelaci náhodné složky je pomocí liniového grafu standardizovaných reziduí (graf 5.3), jenž je v programu SPSS vytvořen pomocí *Graphs/Legacy Dialogs/Line*. Tento graf umožňuje zkoumat vývoj reziduí a také výskyt jejich hodnot v konfidenčním intervalu. Na 5% hladině významnosti existují konfidenční intervaly $< -1,96; 1,96 >$ a v případě normálního rozdělení standardizovaných reziduí musí být minimálně 95 % hodnot uvnitř tohoto intervalu. Pokud máme 67 pozorování, pak po zaokrouhlení mohou maximálně 3¹¹ být mimo uvedený konfidenční interval. Z grafu 5.3 lze odvodit, že rezidua tuto podmínku splňují, jelikož mimo interval je pouze jedna hodnota z třetího kvartálu 2004 a lze tedy předpokládat, že v modelu se autokorelace nevyskytuje.

¹¹ $67 \cdot 0,05 = 3,35$

Graf 5.3 Vývoj standardizované reziduální složky



Zdroj: SPSS verze 24.0

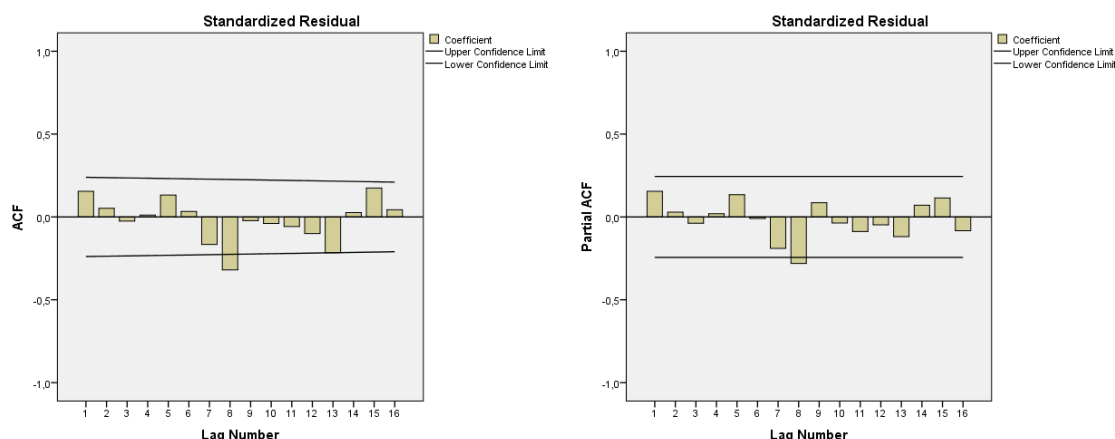
Hančlová (2012) uvádí:

„Autokorelační graf reziduální složky je graf, který vykreslí korelační koeficienty r_p pro lineární závislost u_t na u_{t-p} , kde na ose y je r_p a na ose x je řád p . Parciální autokorelační zobrazuje parciální koeficient r_{pp} v závislosti na řádu p . Koeficient r_{pp} očišťuje autokorelační koeficient r_p o všechny autokorelace mezi nimi.“

U grafické analýzy těchto tzv. korelogramů je pro zamítnutí tvrzení o výskytu autokorelace žádoucí, aby hodnota koeficientu byla ve vyznačených mezích. V grafu 5.4 a) autokorelační funkce (ACF) je tato podmínka porušena v osmém řádu, nicméně jedná se o korelaci 8. řádu, tedy s velkým zpožděním a to vzhledem ke kvartálním datům nepředstavuje velký problém. Obdobná situace se vyskytla v grafu 5.4 b) parciální autokorelační funkce (PACF).

Graf 5.4 Autokorelační grafy reziduální složky

a) Autokorelační graf reziduální složky b) Parciální autokorelační graf reziduální složky



Zdroj: SPSS verze 24.0

- Testování autokorelace pomocí Durbinova-Watsonova testu

Test je založen na posuzování závislosti reziduí prvního řádu. Hodnoty DW se pohybují v intervalu $< 0; 4 >$, kde levá strana intervalu naznačuje kladnou závislost, a naopak pravá zápornou korelaci. Pro daný počet pozorování a parametrů na určité hladině významnosti má rozdělení DW testu dvojici kritických hodnot - d_L (dolní hranice) a d_U (horní hranice). Pokud se hodnota DW testu nachází v intervalu $< d_U; 4 - d_U >$, tak autokorelace 1. řádu není významná. Existují rovněž dvě oblasti $< d_L; d_U >$ a $< 4 - d_U; 4 - d_L >$, v nichž je DW test neprůkazný a nelze s jistotou říct, zdali se v modelu vyskytuje autokorelace prvního řádu. Výpočet testové statistiky se provádí pomocí vzorce:

$$DW_{vyp} = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2}. \quad (5.12)$$

Stanovení hypotéz $H_0 : \rho = 0$ (autokorelace 1. řádu není významná)

$H_1 : \rho \neq 0$ (autokorelace 1. řádu je významná)

Kde ρ vyjadřuje závislost náhodné složky na její zpožděné hodnotě o jedno období ($\rho = \text{corr}(u_t, u_{t-1})$)

Testové kritérium $DW_{vyp} = 1,647$

Kritické hodnoty počet pozorování $n = 67$

pro DW test počet prom. vč. úroňové konst. $k = 4$

Tabulka kritických hodnot pro DW test (Stanford University, 2012a):

Hladina významnosti = 5%

počet pozorování $T = 6$ to 100

$$d_L = 1.51221$$

$$d_U = 1.69877$$

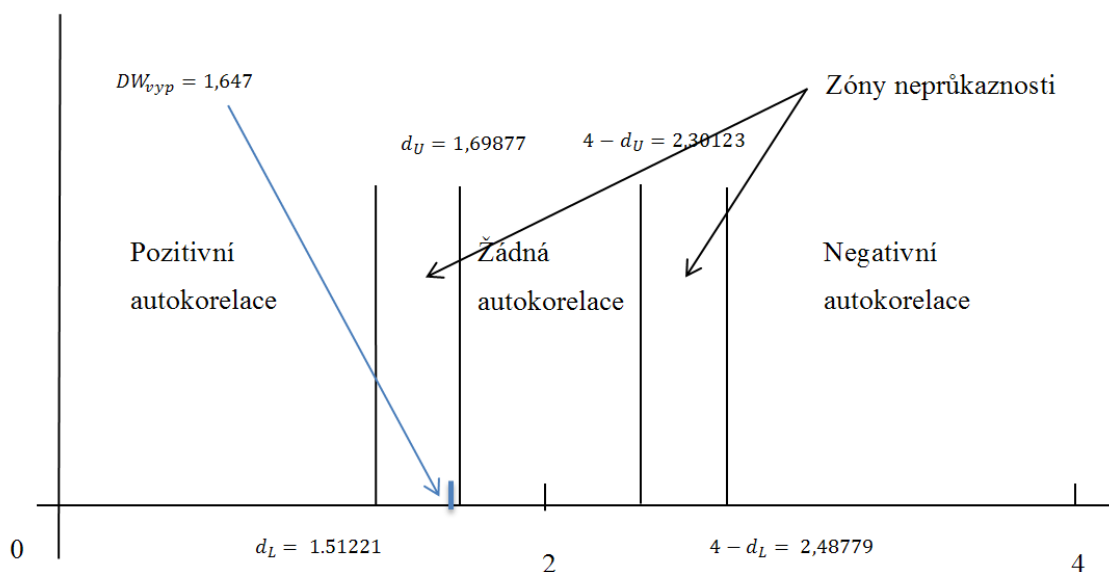
$$4 - d_L = 2.48779$$

$$4 - d_U = 2.30123$$

Rozhodnutí

DW_{vyp} patří do zóny neprůkaznosti intervalu $< d_L; d_U >$, tzn. že tímto testem nelze s jistotou vyvrátit, či přijmout hypotézu o výskytu autokorelace 1. řádu. Avšak jak ilustruje graf 5.5, hodnota DW_{vyp} (1,647) je velmi blízko hraniční hodnoty d_U (1,69877), za kterou leží pásmo, v němž se zamítá hypotéza o výskytu autokorelace. Pokud tedy přihlídneme ke grafickým testům, lze předpokládat, že v modelu se nevyskytuje autokorelace, přestože DW testem, jenž je zaměřen na výskyt autokorelace prvního řádu, nelze tento jev ověřit.

Graf 5.5 Závěry DW testu



Zdroj: vlastní zpracování

V rámci testování lze ověřit výskyt autokorelace na nižší hladině významnosti, tzn. s nižší statistickou pravděpodobností, že zamítneme nulovou hypotézu, ačkoli platí. Níže je testován výskyt autokorelace pomocí Durbinova-Watsonova testu na 1% hladině významnosti.

Stanovení hypotéz $H_0 : \rho = 0$ (autokorelace 1. řádu není významná)

$H_1 : \rho \neq 0$ (autokorelace 1. řádu je významná)

Testové kritérium $DW_{vyp} = 1,647$

Kritické hodnoty počet pozorování $n = 67$

pro DW test počet prom. vč. úroňové konst. $k = 4$

Tabulka kritických hodnot pro DW test (Stanford University, 2012b):

Hladina významnosti = 1%

počet pozorování $T = 6$ to 100

$d_L = 1.35656$

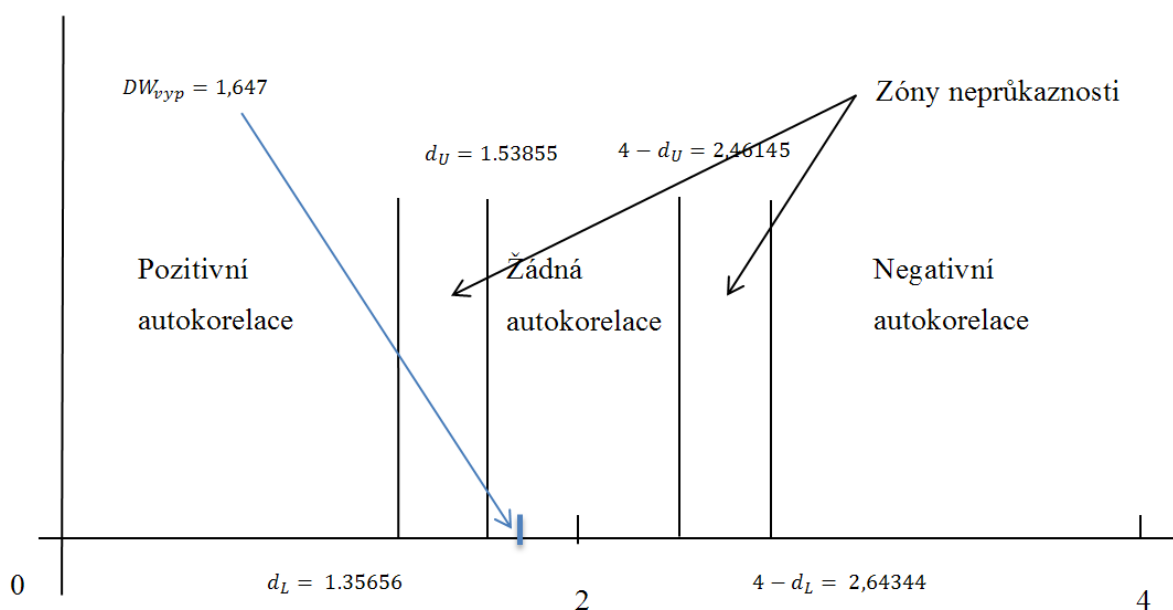
$d_U = 1.53855$

$4 - d_L = 2,64344$

$4 - d_U = 2,46145$

Rozhodnutí DW_{vyp} patří do intervalu $< d_U; 4 - d_U >$, tzn. na základě tohoto testu lze tvrdit, že na jednocentní hladině významnosti se autokorelace prvního řádu v tomto modelu nevyskytuje. Situaci znázorňuje graf 5.6.

Graf 5.6 Závěry DW testu na 1% hladině významnosti

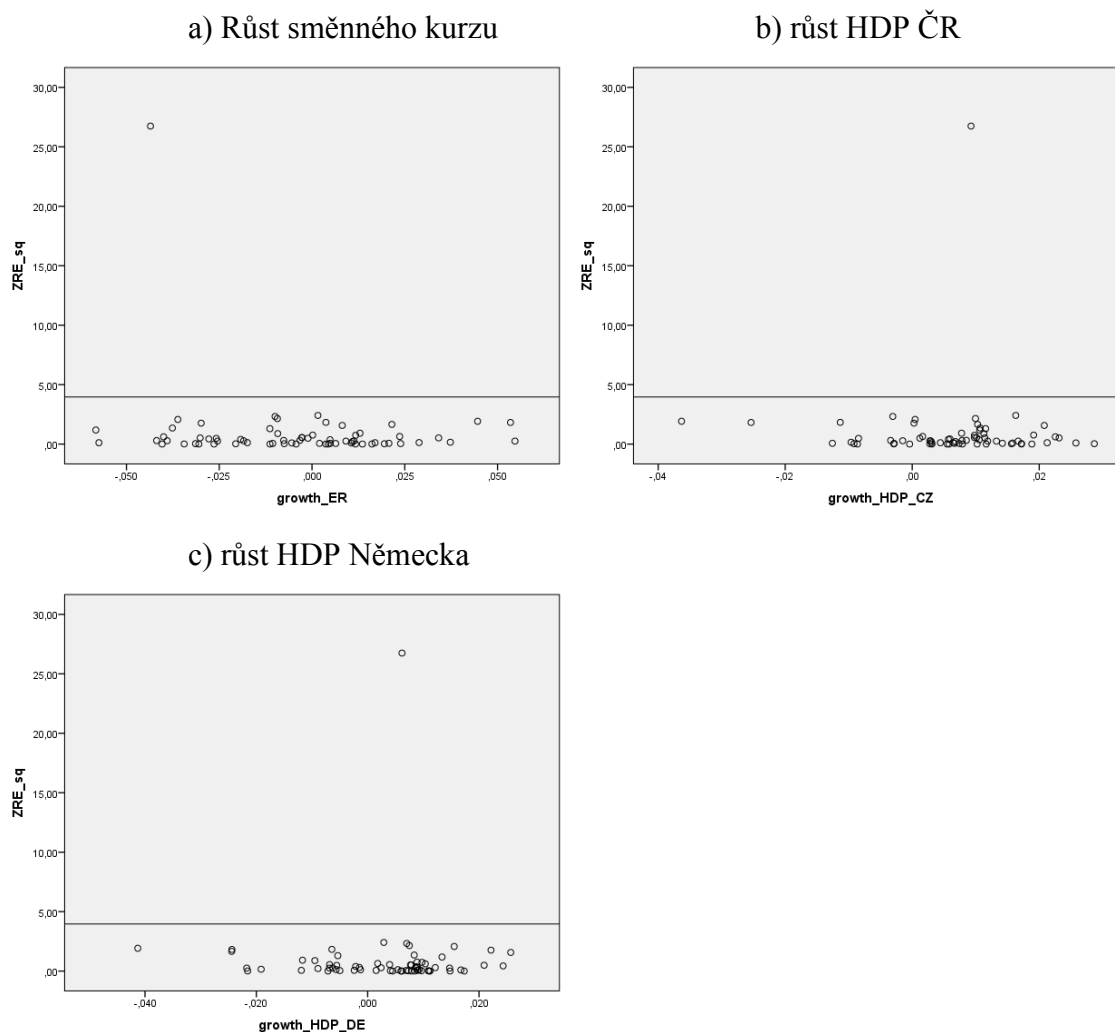


Zdroj: vlastní zpracování

5.3.2 Heteroskedasticita

Jedním z předpokladů pro použití metody nejmenších čtverců je předpoklad konečného a konstantního rozptylu náhodné složky, tzv. homoskedasticity. Heteroskedasticita tedy představuje porušení tohoto předpokladu, kdy rozptyl náhodné složky není konstantní v čase. Při grafickém ověřování výskytu heteroskedasticity jsou využity grafy vývoje čtverců standardizované reziduální složky u_t^2 v závislosti na jednotlivých vysvětlujících proměnných. Při hodnocení grafů je třeba dbát na to, aby body byly náhodně rozmístěné bez systematických změn a na 5% hladině významnosti bylo v intervalu $< 0; 3,84 >$ 95 % všech hodnot.

Graf 5.7 Vývoj čtverce reziduí v závislosti na vysvětlujících proměnných



Zdroj: SPSS verze 24.0

Z grafů 5.7 a), 5.7 b) a 5.7 c) je patrné, že vývoj je náhodný, a tedy nejeví se, že by byla přítomna heteroskedasticita. Jedna hodnota v každém grafu mimo vyznačený interval je v souladu s předpokladem, že rezidua mají normální rozdělení.

- Testování homoskedasticity pomocí obecného Whiteova testu

Jako sofistikovaný test ověření výskytu homoskedasticity je použit Whiteův obecný test vycházející z pomocné regrese, která měří závislost čtverce reziduí na jiných proměnných. Pro potřeby testu jsou vytvořeny čtverce nezávislých proměnných a jejich křížové součiny a zařazeny do modelu, jenž má následující tvar:

$$RES_{sq} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot growth_ER_t + \lambda_2 \cdot growth_HDP_CZ_t + \lambda_3 \cdot growth_HDP_DE_t + \lambda_4 \cdot (growth_ER_t)^2 + \lambda_5 \cdot (growth_HDP_CZ_t)^2 + \lambda_6 \cdot (growth_HDP_DE_t)^2 + \lambda_7 \cdot growth_ER_t \cdot growth_HDP_CZ_t + \lambda_8 \cdot growth_ER_t \cdot growth_HDP_DE_t + \lambda_9 \cdot growth_HDP_CZ_t \cdot growth_HDP_DE_t + \varepsilon_t. \quad (5.13)$$

Hodnotu testového kritéria lze dopočítat pomocí vzorce:

$$\chi_{vyp}^2 = n \cdot R^2, \quad (5.14)$$

kde n je počet pozorování a R^2 koeficient nově odhadnutého modelu. Kritické hodnoty jsou dopočítány pomocí funkce $CHINV(\alpha; df)$ v MS Excelu. Počet stupňů volnosti (df) závisí na počtu vysvětlujících proměnných v modelu bez konstanty po odhadu metodou nejmenších čtverců.

Stanovení hypotéz H_0 : v modelu se vyskytuje homoskedasticita = všechny koeficienty lambda (kromě λ_0) jsou současně rovny nule

H_1 : v modelu se vyskytuje heteroskedasticita = alespoň jeden koeficient lambda není roven nule

Testové kritérium počet pozorování $n = 67$

Tabulka 5.6 Souhrnná tabulka modelu RES_sq

Shrnutí modelu				
Model	R	R^2	korigovaný R^2	Směrodatná odchylka odhadu
1	.266 ^a	.071	-.076	.00253
a. Prediktor: (Konstanta), growth_HDP_DE, HDP_CZxDE, growth_ER_sq, growth_HDP_CZ, growth_ER, growth_HDP_DE_sq, ERxHDP_CZ, ERxHDP_DE, growth_HDP_CZ_sq				

Zdroj: SPSS verze 24.0

$$\chi_{vyp}^2 = 67 \cdot 0,071 = 4,757$$

Kritická hodnota počet prom. bez úrovnové konst. $k = 9$

$$\chi_{krit}^2 = CHINV(0,05; 9) = 16.91898$$

Rozhodnutí $\chi_{vyp}^2 < \chi_{krit}^2$. Přijímáme hypotézu H_0 a zamítáme H_1 . Whiteův test potvrdil, že se v modelu na hladině významnosti 0,05 vyskytuje homoskedasticita, tzn. po přijetí nulové hypotézy vyplývá, že s 95% pravděpodobností se v modelu nevyskytuje heteroskedasticita.

5.3.3 Multikolinearita

Jeden z předpokladů použití metody nejmenších čtverců je splnění podmínky absence multikolinearity, tzn. vzájemná závislost mezi vysvětlujícími proměnnými nesmí v absolutním vyjádření překračovat hodnotu 0,8. Z následující tabulky (5.7) jsou patrné hodnoty párového korelačního koeficientu r_{x_i, x_j} (řádek *Pearson Correlation*), jež u všech párů splňuje požadavky.

Tabulka 5.7 Matice párových korelačních koeficientů

		Korelace			
		growth_EXP	growth_ER	growth_HDP_CZ	growth_HDP_DE
growth_EXP	Pearsonův korelační koeficient	1	-.458**	.546**	.666**
	p-hodnota (oboustranný test)		.000	.000	.000
	Počet měření	67	67	67	67
growth_ER	Pearsonův korelační koeficient	-.458**	1	-.221	-.417**
	p-hodnota (oboustranný test)	.000		.073	.000
	Počet měření	67	67	67	67
growth_HDP_CZ	Pearsonův korelační koeficient	.546**	-.221	1	.464**
	p-hodnota (oboustranný test)	.000	.073		.000
	Počet měření	67	67	67	67
growth_HDP_DE	Pearsonův korelační koeficient	.666**	-.417**	.464**	1
	p-hodnota (oboustranný test)	.000	.000	.000	
	Počet měření	67	67	67	67

** . Korelace je signifikantní na 1% hladině významnosti (oboustranný test).

Zdroj: SPSS verze 24.0

Pro model, v němž je více proměnných, je pro testování vhodnější porovnání koeficientu determinace a čtverců koeficientů vícenásobné korelace, který vyjadřuje závislost zvolené veličiny na lineární kombinaci ostatních veličin. Čtverec koeficientu vícenásobné korelace by měl být pro každou vysvětlující proměnnou X_i menší nebo roven původnímu koeficientu determinace. Tabulka 5.8 zobrazuje koeficienty determinace nových modelů, v nichž jsou postupně prováděny odhady pro každou z vysvětlujících proměnných.

Tabulka 5.8 Koeficienty determinace vysvětlujících proměnných

Vysvětlovaná proměnná	Koeficient determinace R^2
growth_EXP (původní model)	0,550
growth_ER	0,175
growth_HDP_CZ	0,216
growth_HDP_DE	0,319

Zdroj: vlastní zpracování

Nově odhadnuté koeficienty nepřesahují hodnotu z původního modelu, což je v souladu s předpokladem, kdy v tomto modelu není problém s multikolinearitou

Alternativním způsobem ověření výskytu multikolinearity jsou podpůrné statistiky korelovanosti vysvětlujících proměnných. V programu SPSS lze tyto statistiky získat při odhadu modelu zaškrtnutím políčka *Collinearity diagnostics*, načež výstupem jsou faktory změn variability (Variance inflation factor, VIF), koeficienty tolerance (Tolerance, TOL), vlastní čísla korelační matice (Eigenvalues) a podmíněný index korelační matice (Condition index, CI). VIF vystihuje nárůst variability regresních koeficientů působením multikolinearity a hodnota větší než 10 znamená silnou multikolinearitu. TOL je inverzním vyjádřením VIF, tedy $TOL < 0,1$ indikuje silnou multikolinearitu. U Eigenvalues pokud existuje multikolinearita, tak alespoň jedno vlastní číslo je rovno nule. CI Identifikuje multikolinearitu, ale určuje i proměnné se silnou závislostí. U CI existují tři intervaly měřící sílu závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými:

- $CI < 10$ označuje slabou závislost.
- $30 < CI < 100$ označuje střední závislost.
- $CI > 100$ označuje silnou závislost (Hančlová, 2012).

Tabulka 5.9 Kolineární statistiky 1

Koeficienty ^a								
Model		Nestandardizované koeficienty		Standardizované koeficienty	t statistika	p-hodnota	Kolineární statistiky	
		B	Směrodatná odchylka	Beta			Tolerance	VIF
1	(Konstanta)	,007	,004		1,783	,079		
	growth_ER	-,329	,147	-,209	-2,242	,028	,825	1,211
	growth_HDP_CZ	1,045	,339	,294	3,084	,003	,784	1,276
	growth_HDP_DE	1,410	,327	,442	4,317	,000	,681	1,469

a. . Závislá proměnná: growth_EXP

Zdroj: SPSS verze 24.0

Tabulka 5.10 Kolineární statistiky 2

Diagnostika kolinearity ^a							
Model	Dimenze	Eigenvalue	CI	Proměnné			
				Konstanta	growth_ER	growth_HDP_CZ	growth_HDP_DE
1	1	2,072	1,000	,07	,07	,09	,09
	2	,942	1,483	,34	,30	,05	,09
	3	,612	1,840	,23	,54	,11	,30
	4	,374	2,353	,37	,08	,75	,51

a. Závislá proměnná: growth_EXP

Zdroj: SPSS verze 24.0

Z tabulek 5.9 a 5.10 je zřejmé, že všechny faktory kolineárních statistik vykazují hodnoty charakteristické pro absenci multikolinearity. Navíc dle indexu CI existuje slabá závislost mezi vysvětlujícími proměnnými.

5.3.4 Normalita reziduí

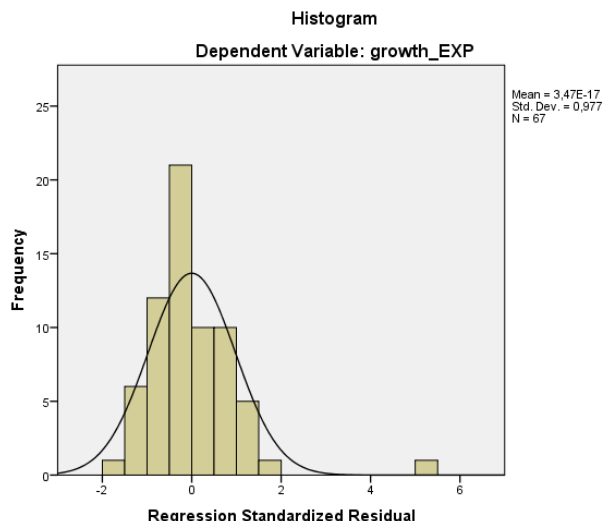
Jedním ze základních předpokladů vícenásobného regresního modelu je normální rozdělení náhodné chyby se střední hodnotou rovné 0 a rozptylem konstantním v čase. Při grafickém ověřování normality je použit histogram rozdělení četností reziduí, jenž je porovnán s Gaussovou teoretickou křivkou, dále pak pravděpodobnostní P-P a Q-Q grafy. K početní verifikaci je využit neparametický test normality reziduí Kolmogorovův-Smirnovův test (KS test).

Histogram (graf 5.8) je použit k vizuálnímu posouzení empirického rozdělení četností a jeho porovnání s teoretickou Gaussovou křivkou. Z grafu je patrná vysoká špička¹² a vlivem

¹² Hodnota koeficientu špičatosti = 10,797

odlehle hodnoty je histogram vychýlen doprava¹³. Přesto lze odhadnout, že histogram do jisté míry kopíruje Gaussovu křivku, a rezidua tedy mají normální rozdělení.

Graf 5.8 Histogram reziduí

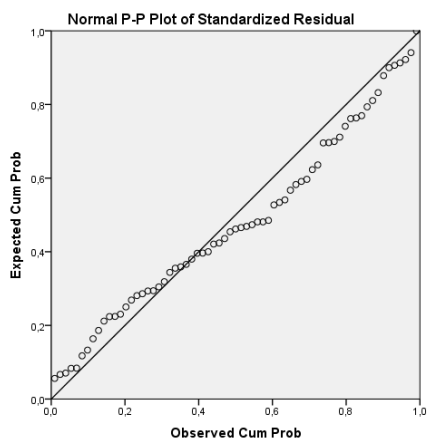


Zdroj: SPSS verze 24.0

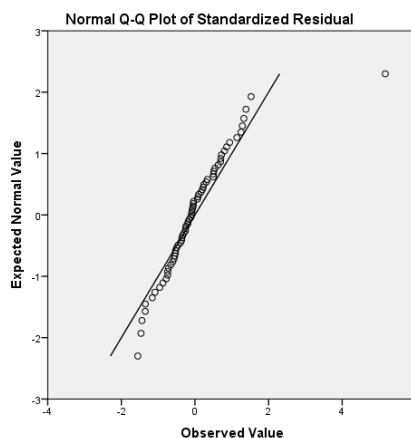
P-P plot (graf 5.9 a) porovnává očekávané kumulativní četnosti (osa y) a naměřené kumulativní pravděpodobnosti (osa x), kdežto Q-Q plot (graf 5.9 b) komparuje místo kumulativní četnosti teoretické a empirické kvantily. Data mají normální rozdělení, pokud vývoj hodnot v grafech kopíruje přímku 45 % (Hančlová, 2012). Grafy vykazují určité poruchy způsobené vysokou šikmostí a špičatostí, ale přesto jejich vývoj indikuje normální rozdělení, neboť oscilují kolem dané přímky.

Graf 5.9 Grafická analýza normálního rozdělení

a) P-P plot reziduální složky



b) Q-Q plot reziduální složky



Zdroj: SPSS verze 24.0

¹³ Hodnota koeficientu šikmosti = 2,241

- Testování normality reziduí pomocí exaktního Kolmogorova-Smirnova testu

Základním principem testu je porovnání teoretické a empirické distribuční funkce. Hodnota KS statistiky je vypočtena pomocí vzorce:

$$z_{vyp} = \sqrt{n} \cdot D, \quad (5.15)$$

kde n je počet pozorování a D je větší hodnota v absolutním vyjádření z výpočtu rozdílu teoretické a empirické distribuční funkce v každé třídě (Hančlová, 2012).

Stanovení hypotéz H_0 : Distribuční funkce RES odpovídá normálnímu rozdělení.

H_1 : Distribuční funkce RES neodpovídá normálnímu rozdělení.

Tabulka 5.11 Výpočet KS testu

Jedno výběrový Kolmogorovův-Smirnovův test		
		Standardizovaná rezidua
Počet měření		67
Běžné parametry ^{a,b}	Střední hodnota	,0000000
	Směrodatná odchylka	,97700842
Extrémní hodnoty	Absolutní hodnota	,112
	Kladná hodnota	,112
	Záporná hodnota	-,077
Testová statistika		,112
p-hodnota pro asymptotický test		,037 ^c
p-hodnota pro exaktní test		,346
Bodová pravděpodobnost		,000
a. Normální rozdělení		
b. Vypočteno z dat		
c. Lillieforsova korekce hladiny významnosti.		

Zdroj: SPSS verze 24.0

Testové kritérium $D = 0,112$

$$n = 67$$

$$z_{vyp} = \sqrt{67} \cdot 0,112 = 0,917$$

Kritická hodnota hladina významnosti $\alpha = 5 \%$

$$z_{krit} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$$

Závěr $z_{vyp} < z_{krit}$. Přijímáme H_0 , distribuční funkce odpovídá normálnímu rozdělení. Na hladině významnosti 5% tak nejsou statisticky významné rozdíly mezi empirickou a teoretickou distribuční funkcí náhodné složky. S 95% pravděpodobností se tak dá říct, že reziduální složka vykazuje normální rozdělení. Alternativní rozhodovací pravidlo:

porovnáváme hladinu významnosti α s p-hodnotou pro exaktní test (tabulka 5.11). P-hodnota $> \alpha$, proto H_0 přijímáme a zamítáme H_1 .

5.3.5 Specifikace modelu

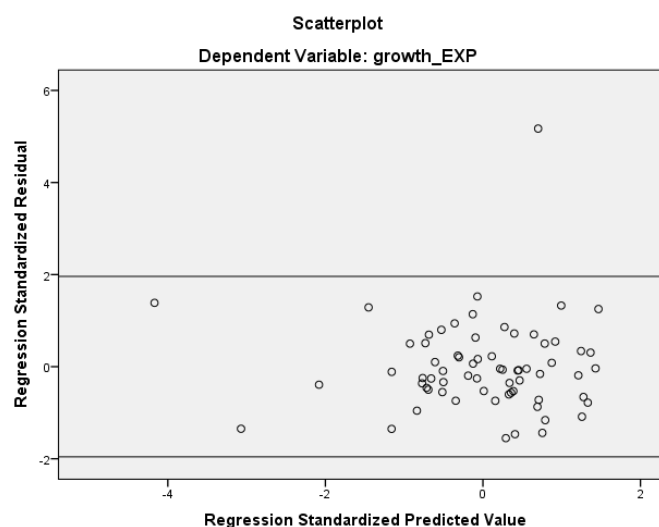
V neposlední řadě je při ekonometrické verifikaci nutné ověřit předpoklad správné specifikace modelu. Během formulace modelu, který vychází z teoretických poznatků ekonomie, existuje šance, že se výzkumný pracovník dopustí příliš velkého zjednodušení reality. Důsledkem je nepřesná specifikace modelu a také zahrnutí specifikačních chyb, mezi které řadíme: vynechání podstatné vysvětlující proměnné, zahrnutí nepodstatných vysvětlujících proměnných a také použití špatné funkční normy.

Mezi základní metody testování chybné specifikace modelu patří:

- Analýza reziduální složky
- Durbinův-Watsonův test sériové závislosti reziduální složky (viz kapitola 5.3.1)
- Ramseyův RESET test

Při ověřování chybné specifikace pomocí grafické analýzy reziduální složky jsou hodnocena dvě kritéria. První, zdali vývoj reziduí v čase nevykazuje systematické změny, a druhé kritérium, zdali na 95% hladině významnosti leží 95 % všech hodnot uvnitř konfidenčního intervalu. Z grafu 5.10 lze odvodit závěry, že rezidua splňují první podmínku, avšak jedna hodnota se nachází mimo vyznačený interval, což nepřekračuje povolený limit.

Graf 5.10 Grafická analýza reziduí



Zdroj: SPSS verze 24.0

- Testování chybné specifikace pomocí RESET testu

Jak uvádí Hančlová (2012), tento test předpokládá, že pokud jsou opomenuty podstatné vysvětlující proměnné nebo je použita špatná funkční forma, tak jsou tyto informace zahrnuty do reziduální složky. Princip tohoto testu spočívá ve vytvoření druhé a třetí mocniny predikované proměnné, tyto mocniny jsou následně doplněny do modelu. Dále se znova odhadne model a zkoumá se, zdali došlo k prudkému nárůstu koeficientu determinace. Pokud ano, tak je model špatně specifikován.

Stanovení hypotéz H_0 : Model je správně specifikován

H_1 : Model je chybně specifikován

Tabulka 5.12 Souhrnná tabulka původního modelu

Shrnutí modelu ^b					
Model	R	R^2	korigovaný R^2	Směrodatná odchylka odhadu	Durbin-Watson
1	,742 ^a	,550	,529	,02729	1,647
a. Prediktor: (Konstanta), growth_HDP_DE, growth_ER, growth_HDP_CZ					
b. Závislá proměnná: growth_EXP					

Zdroj: SPSS verze 24.0

Tabulka 5.13 Souhrnná tabulka modelu s druhou mocninou predikované proměnné

Shrnutí modelu ^b					
Model	R	R^2	korigovaný R^2	Směrodatná odchylka odhadu	Durbin-Watson
1	,744 ^a	,554	,525	,02739	1,609
a. Prediktor: (Konstanta), PRE_sq, growth_ER, growth_HDP_CZ, growth_HDP_DE					
b. Závislá proměnná: growth_EXP					

Zdroj: SPSS verze 24.0

Tabulka 5.14 Souhrnná tabulka modelu s druhou a třetí mocninou predikované proměnné

Shrnutí modelu ^b					
Model	R	R^2	korigovaný R^2	Směrodatná odchylka odhadu	Durbin-Watson
1	,750 ^a	,562	,526	,02737	1,658
a. Prediktor: (Konstanta), PRE_cub, PRE_sq, growth_ER, growth_HDP_CZ, growth_HDP_DE					
b. Závislá proměnná: growth_EXP					

Zdroj: SPSS verze 24.0

Tabulka 5.12 znázorňuje původní model s koeficientem determinace 0,550. Tabulky 5.13 a 5.14 obsahují informace o R^2 modelů s druhou, respektive druhou a třetí mocninou. Model s druhou a třetí mocninou přispívá k vysvětlení regrese více než model s druhou mocninou, a proto bude dále testován. Koeficient determinace se v novém modelu zvětšil o 0,012,

přestože se jedná o malou změnu, je třeba ji ověřit příslušným testem. K výpočtu testové statistiky je použit následující vzorec:

$$F_{vyp} = \frac{\frac{(R_{nový}^2 - R_{původní}^2)}{df_1}}{\frac{(1 - R_{nový}^2)}{df_2}}, \quad (5.16)$$

kde $R_{původní}^2$ je koeficient determinace původního modelu, $R_{nový}^2$ znázorňuje koeficient determinace modelu s druhou a třetí mocninou, df_1 jsou stupně volnosti a označují počet nově zařazených proměnných a df_2 je počet pozorování mínus počet regresních parametrů včetně konstanty v novém modelu. Kritické hodnoty jsou vypočteny v programu MS Excel pomocí příkazu $FINV(\alpha, df_1, df_2)$.

$$\text{Testové kritérium} \quad R_{původní}^2 = 0,550$$

$$R_{nový}^2 = 0,562$$

$$df_1 = 2$$

$$df_2 = 67 - 6 = 61$$

$$F_{vyp} = \frac{\frac{(0,562 - 0,550)}{2}}{\frac{(1 - 0,562)}{61}} = 0,83562$$

$$\text{Kritické hodnoty} \quad F_{krit} = FINV(0,05; 2; 61) = 3,147791$$

Rozhodnutí $F_{vyp} < F_{krit}$, proto na 5% hladině významnosti je zamítnuta alternativní hypotéza a přijata hypotéza nulová, tzn. s 95% jistotou je model správně specifikován.

5.4 Ekonomická verifikace nejlepšího korigovaného modelu

Po statistické a ekonometrické verifikace následuje kapitola zabývající se ověřením, zda se veličiny chovají dle ekonomické teorie. Pro verbální ověření je použit následující model:

$$\begin{aligned} growth_EXP_t = \\ \beta_0 + \beta_1 \cdot growth_ER_t + \beta_2 \cdot growth_HDP_CZ_t + \beta_3 \cdot growth_HDP_DE_t + u_t. \end{aligned} \quad (5.17)$$

Jednotlivé regresní parametry a model jako celek jsou významné na 5% hladině významnosti, což je ověřeno v kapitole 5.2, pomocí t-testu, respektive F-testem. Model je odhadnut metodou nejmenších čtverců, jejíž předpoklady jsou ověřeny v kapitole 5.3. Na základě

koeficientu determinace, jehož hodnota je 0,550 (tabulka 5.15), lze odhadnout, že variabilita $growth_EXP_t$ je vysvětlena kombinací vysvětlovaných proměnných z 55,0%, zbytek je vysvětlen náhodnou složkou. Tento model je tedy vhodný pro predikci, již je věnovaná další kapitola.

Tabulka 5.15 Souhrnná tabulka modelu v růstech

Shrnutí modelu ^b					
Model	R	R^2	korigovaný R^2	Směrodatná odchylka odhadu	Durbin-Watson
1	,742 ^a	,550	,529	,02729	1,647
a. Prediktor: (Konstanta), growth_HDP_DE, growth_ER, growth_HDP_CZ					
b. Závislá proměnná: growth_EXP					

Zdroj: SPSS verze 24.0

Po dosazení hodnot koeficientu z tabulky 5.16 má model následující tvar:

$$growth_EXP_t = 0,007 + (-0,329) \cdot growth_ER_t + 1,044 \cdot growth_HDP_CZ_t + 1,417 \cdot growth_HDP_DE_t + u_t. \quad (5.18)$$

Tabulka 5.16 Tabulka s koeficienty modelu v růstech

Koeficienty ^a						
Model		Nestandardizované koeficienty		standardizované koeficienty	t statistika	p-hodnota
		B	Směrodatná odchylka	Beta		
1	(Konstanta)	,007	,004		1,783	,079
	growth_ER	-,329	,147	-,209	-2,242	,028
	growth_HDP_CZ	1,045	,339	,294	3,084	,003
	growth_HDP_DE	1,410	,327	,442	4,317	,000
a. Závislá proměnná: growth_EXP						

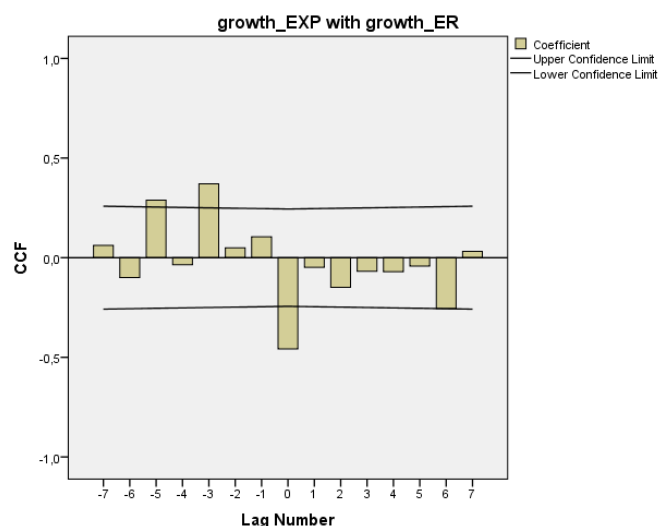
Zdroj: SPSS verze 24.0

Interpretace odhadu jednotlivých parametrů modelu:

- Úrovňová konstanta β_0 , jejíž hodnota dosahuje hladiny 0,007, má fixní charakter. Tzn. je neměnná a nezávisí na vývoji ostatních proměnných. V případě, že by se hodnota všech ostatních proměnných rovnala nule, tak by růst českého exportu dosahoval 0,007 %, avšak toto je spíše nereálná situace.
- S růstem směnného kurzu o jeden procentní bod se za jinak nezměněných okolností sníží růst exportu o -0,329 procentních bodů. Tento vývoj je v souladu s ekonomickou teorií, jelikož se předpokládá, že v krátkém období je export negativně citlivý na růst směnného kurzu. V dlouhém období, kdy je splněna Marschall-Lernerova podmínka, by měl existovat kladný vztah. Tuto domněnku podporuje graf 5.11 křížové korelační funkce, kde lze spatřit kladnou a významnou závislost mezi růstem exportu a růstem

směnného kurzu, pokud jsou na sobě veličiny zpožděny o 3, potažmo 5 období (tzn. o 9, respektive 15 měsíců). Avšak ověření výskytu tohoto jevu v novém modelu by si žádalo provést celý proces ekonometrického modelování znovu.

Graf 5.11 CCF graf korelace growth_EXP s growth_ER v čase



Zdroj: SPSS verze 24.0

- S růstem hrubého domácího produktu ČR o jeden procentní bod se za jinak nezměněných okolností zvýší růst exportu o 1,045 procentních bodů. Tento vývoj je v souladu s ekonomickou teorií, jelikož se předpokládá, že export, jenž je součástí HDP vypočteného výdajovou metodou, poroste souběžně s růstem HDP.
- S růstem hrubého domácího produktu Německa o jeden procentní bod se za jinak nezměněných okolností zvýší růst exportu o 1,410 procentních bodů. Tento vývoj je v souladu s teorémem lokomotivy, který zohledňuje míru zapojení zemí do vzájemného obchodu. Země, která realizuje vysoký podíl svého exportu v jiné zemi, je do určité míry spjata s vývojem ekonomiky tohoto obchodního partnera. Přibližně třetina vývozu Česka míří do Německa, což představuje poměrně vysoké procento a předpokládá se tedy velká závislost. Tento závěr dokumentuje i jev, že vývoj růstu českého exportu je více závislý na vývoji růstu HDP Německa než na vývoji růstu českého HDP.

Nepopularitu devizových intervencí se ČNB snažila odvrátit tvrzením, že toto opatření umožní zvýšit tuzemským firmám export. Hlavním cílem práce je stanovit, jak velký dopad měly devizové intervence na zvýšení vývozu ČR, nicméně intervence bezprostředně neovlivňují tuto veličinu. Místo toho působí na směnný kurz, který určitý vliv má. Přeneseně

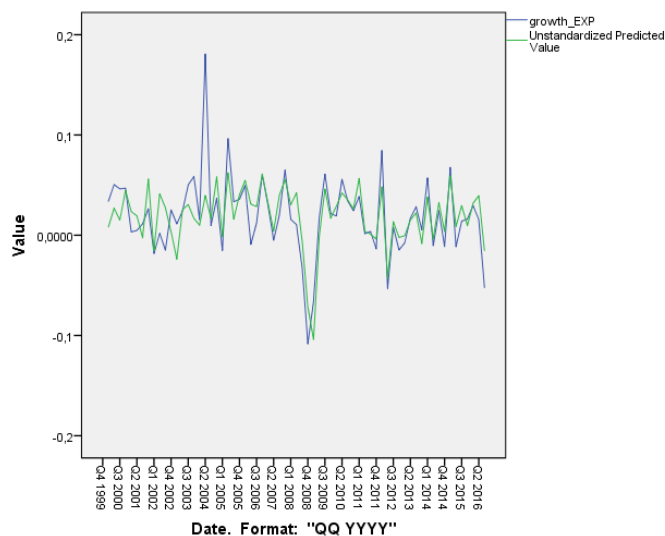
je tedy cílem práce vyčíslit vliv kurzu na vývoz. Dílčím cílem je kvantifikovat vliv i ostatních proměnných. Ve zkoumaném modelu má směnný kurz v porovnání s ostatními faktory malý vliv (viz odrážky), a proto pokud by bylo záměrem zvýšit export, tak by dle autora bylo vhodnější využít jiných makroekonomických nástrojů.

5.5 Predikce na další 4 období

Predikcí se rozumí odhad budoucího vývoje zvolených proměnných, která bude provedena pro následující 4 období (tj. 4Q 2016, 1Q 2017, 2Q 2017, 3Q 2017). Obecně se rozlišují dva druhy predikcí – ex post a ex ante. U ex post prognózy je predikce vysvětlované proměnné provedena na základě známých hodnot vysvětlujících proměnných. Kdežto u ex ante predikce nejsou známy všechny údaje s jistotou a hodnota vysvětlujících proměnných je získána jejich odhadem. Predikovat lze vývoj střední hodnoty ležící na vyrovnané regresní přímce nebo individuální hodnoty vysvětlované proměnné zatížené chybou predikce jednotlivých pozorování od vyrovnané hodnoty. Prognózu lze dle použité metody vykazování rozlišit na bodovou a intervalovou. Při použití bodové predikce jsou odhady budoucího vývoje vyjádřené jen jednou hodnotou, kdežto v případě intervalové predikce je na dané hladině významnosti stanoven interval spolehlivosti, v němž se predikovaná hodnota bude vyskytovat.

Ex post bodovou predikci znázorňuje graf 5.12, kde modrou barvou je vyznačen skutečný vývoj exportu ČR a zelenou barvou vývoj exportu pomocí odhadnuté regresní rovnice. Osa Y označuje nárůst v desetinných číslech, tzn. pro procentní vyjádření je nutné vynásobit tuto hodnotu stem.

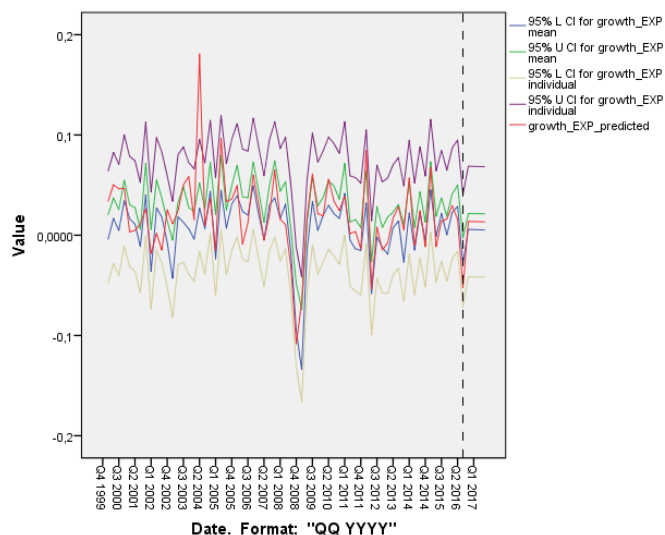
Graf 5.12 Srovnání skutečných a predikovaných hodnot modelu



Zdroj: SPSS verze 24.0

V grafu 5.16 jsou znázorněny intervaly, v kterých se pohybuje predikovaná hodnota růstu exportu. Modrá a zelená čára zobrazují dolní a horní 95% intervaly spolehlivosti, ve kterých se vyskytuje predikce střední hodnoty, kdežto individuální hodnota se pohybuje v limitech vyznačených žlutou a fialovou křivkou, rovněž pro 95% interval spolehlivosti.

Graf 5.13 Intervalová predikce pro střední a individuální hodnotu



Zdroj: SPSS verze 24.0

Tabulka 5.17 udává hodnoty vypočtených predikcí, kde growth_EXP_predicted je bodová predikce, LMCI představuje dolní mez intervalového odhadu střední hodnoty, kdežto horní

mez reprezentuje UMCI. LICI a UICI jsou dolní, potažmo horní intervaly odhadu individuální hodnoty. Interpretace tabulky po přepočtu do procentního vyjádření:

- S pravděpodobností 95% bude v Q4 2016 střední hodnota růstu exportu ležet v intervalu <0,590 %; 2,163 %> při nejlepší bodové predikci 1,376 %.
- S pravděpodobností 95% bude v Q1 2017 střední hodnota růstu exportu ležet v intervalu <0,568 %; 2,154 %> při nejlepší bodové predikci 1,361 %.
- S pravděpodobností 95% bude v Q2 2017 střední hodnota růstu exportu ležet v intervalu <0,546 %; 2,146 %> při nejlepší bodové predikci 1,346 %.
- S pravděpodobností 95% bude v Q3 2017 střední hodnota růstu exportu ležet v intervalu <0,524 %; 2,137 %> při nejlepší bodové predikci 1,330 %.

Co se týče individuální hodnoty, tak její intervaly jsou širší než u odhadu střední hodnoty, a tedy méně přesné. Interpretace je prováděna analogicky jako u střední hodnoty – viz výše. Bodové odhady střední a individuální hodnoty jsou totožné. Z tabulky je patrný klesající trend, tento jev lze vysvětlit tím, že ČR konverguje k vyspělým zemím a s využitými výrobními kapacitami klesají možnosti navyšovat export oproti hodnotě vývozu z minulého období.

Tabulka 5.17 Predikce růstu exportu

Období	growth_EXP_predicted	LMCI	UMCI	LICI	UICI
4Q 2016	0,0137620	0,00590	0,02163	-0,04133	0,06885
1Q 2017	0,0136093	0,00568	0,02154	-0,04149	0,06871
2Q 2017	0,0134565	0,00546	0,02146	-0,04165	0,06857
3Q 2017	0,0133038	0,00524	0,02137	-0,04181	0,06842

Zdroj: SPSS verze 24.0, vlastní zpracování

5.6 Závěrečná diskuze k devizovým intervencím

Jak již bylo zmiňováno, devizové intervence byly spuštěny s cílem vyhnout se deflaci poté, co běžné nástroje monetární politiky přestaly fungovat. ČR nebyla v této situaci jediná, jelikož mnoho států v Evropě se potýkalo s tímto problémem, jehož původ lze spatřovat ve finanční a dluhové krizi eurozóny. Evropská centrální banka zvolila jiný přístup, jak se vypořádat s nízkou inflací, a to prostřednictvím kvantitativního uvolňování. Poté, co se v ČR podařilo odvrátit deflační hrozbu, byly v dubnu 2017 intervence ukončeny. Kromě kroku ČNB k tomu v podmínkách malé otevřené ekonomiky Česka přispěla také inflace dovezená ze zahraničí. ČNB musela bránit svůj závazek nákupem eur v hodnotě téměř 2 bilionů Kč (viz kapitola 4.6). Takto velký tlak na posílení koruny přilákal mnoho zájemců, kteří spekovali

na prudké posílení koruny. To představovalo riziko, že po ukončení zásahu dojde k posílení koruny a spekulanti začnou prodávat své zásoby koruny. To mohlo mít za následek, že by kurz koruny opět klesal a koruna by zůstala oslabena v porovnání s kurzem před intervencemi. Nicméně tak se nestalo. Těsně před zahájením měnových intervencí byl kurz téměř 25,5 korun za euro (příloha č. 1). Nyní, téměř rok po jejich ukončení, dosahuje kurz koruny opět této hodnoty a dále posiluje.

Dle Asociace exportérů, která sdružuje vývozně orientované firmy s cílem zachovat a zvyšovat konkurenceschopnost tuzemských firem, byly intervence pro českou ekonomiku jednoznačně přínosné. V tiskové zprávě (E15, 2017) asociace uvedla:

„Devizové intervence České národní banky přinesly od listopadu 2013 exportérům přímo 687 miliard korun a nepřímo 590 miliard korun. Hrubý domácí produkt ČR se zvýšil o 147 miliard korun.“

Přičemž přímým přínosem se rozumí přeshraniční pojetí exportu a nepřímým národní pojetí. Přeshraniční pojetí sleduje fyzický přesun zboží přes hranice ČR, kdežto národní pojetí vypovídá o skutečném obchodu se zahraničními subjekty, kdy zboží mění vlastníka. Posílení koruny by dle teorie mělo v krátkém a středně dlouhém období dále zvyšovat export, jelikož vývozní firmy jsou prostřednictvím kontraktů zpravidla zajištěny na další 2 až 3 roky proti kurzovým změnám. Pomocí intervencí se podařilo dostat inflaci do cílového pásma a dle Asociace exportérů rostl také export, ačkoli zkoumání dlouhodobé časové řady vývozu ukázalo, že směnný kurz má v modelu malý vliv na export. Ačkoli cílem práce nebylo ospravedlnit nebo vyvrátit správnost provedení devizových intervencí, tak v krátkém období jsou účinné. Nicméně ve finálním rozhodnutí je třeba zhodnotit jejich dopad v dlouhém období, jelikož česká ekonomika v prvním kvartále roku 2018 roste 5% tempem a pohybuje se nad svým potenciálem. Přehřívání je již patrné na trhu práce, který trpí nedostatkem pracovních sil, a je také viditelný růst cen na trhu s nemovitostmi (Deloitte, 2018).

5.7 Dílčí shrnutí

V této kapitole byla z očištěných časových řad odstraněna, zmírněna nestacionarita. Z provedených transformací se jeví model v růstech jako nejvhodnější, nicméně z modelu byla vyloučena proměnná přímých zahraničních investic, jelikož je v tomto modelu nevýznamná a nepřispívá k objasnění chování vývoje exportu. Následně je model podroben statistické, ekonometrické a ekonomické verifikaci. V závěru kapitoly je nastíněn možný budoucí vývoj pomocí ex ante predikce a poslední úvahy o devizových intervencích.

6. Závěr

Od kolébky všech civilizací byl obchod jedním z hlavních prostředků k prosperitě a nabytí bohatství. S postupným formováním státu a vymežováním hranic se také začalo hovořit o zahraničním či mezinárodním obchodu. Dnes je obchod stále velmi důležitou aktivitou každé ekonomiky, jež přispívá nejen k hospodářskému růstu, ale i k budování přátelských vztahů se zahraničními zeměmi.

Práce byla věcně rozdělena na dvě části: teoreticko-metodickou (druhá a třetí kapitola) a část aplikačně-ověřovací (čtvrtá a pátá kapitola). V práci byly představeny základní teoretické přístupy, dle kterých se formovalo současné chápání zahraničního obchodu, ale i prakticky aplikovatelné, konkrétní ekonomické jevy. Při jejich ověřování bylo čerpáno z metod ekonometrie a ekonometrického modelování s hlavním důrazem na regresní analýzu. Hlavním cílem diplomové práce bylo kvantifikovat vliv devizových intervencí na export České republiky. Dílčím cílem pak bylo analyzovat průběh devizových intervencí, stanovit hlavní determinanty ovlivňující vývoz a kvantifikovat jejich významnost.

Devizové intervence patří k nestandardním nástrojům ovlivňování cenové hladiny a o jejich uplatnění bylo rozhodnuto potom, co krátkodobé úrokové sazby dosáhly „technické nuly“. I když ústředním motivem zpracování práce bylo pozdvižení vyvolané nedávnými devizovými intervencemi, tak v použitých časových řadách jsou zahrnuty i intervence z roku 2002, kdy byla koruna oslabována z důvodu jejího silného růstu vůči euru. V listopadu 2013 se Česká národní banka zavázala udržovat kurz koruny nad hodnotou 27 korun za euro, aby předešla deflaci. S tímto záměrem nakoupila eura v hodnotě 200 miliard korun, které se tím pádem dostaly do oběhu, jelikož každý nákup cizí měny je zároveň prodejem měny domácí. Kurz se následně rok a půl pohyboval v stanoveném pásmu, avšak od druhé poloviny roku 2015 a během celého roku 2016 musela ČNB pravidelně bránit svůj kurzový závazek. Za období listopad 2013 až třetí kvartál 2016 ČNB intervenovala ve výši 25 606 miliard eur (cca 691 miliard korun). K 3. kvartálu 2016 dosahovaly devizové rezervy 1 983,2 miliard korun. Zásahy ČNB do peněžní zásoby skončily v dubnu 2017, tedy v první polovině roku 2017, jak bylo centrální bankou avizováno.

Představitelé České národní banky hájili monetární zásah, nejen zprávou o potencionální deflaci, ale i tvrzením, že chtějí podpořit vývoz. Devizové intervence ovlivňují vývoj exportu jen nepřímo, a to působením na směnný kurz, proto přeneseně bylo hlavním cílem práce vyčíslit vliv kurzu na vývoz. Na základě teoretických východisek byl sestaven

model, ve kterém byla variabilita exportu vysvětlena směnným kurzem, HDP Česka, HDP Německa a přímými zahraničními investicemi. Pro odstranění, zmírnění nestacionarity byly časové řady transformovány na jejich růsty. Z původního modelu byla vyloučena proměnná přímých zahraničních investic, jelikož byla nesignifikantní. Jednotlivé regresní koeficienty byly statisticky ověřeny pomocí t-testů a model jako celek pomocí F-testu na 5% hladině významnosti. Při ekonometrické verifikaci se na 5% hladině významnosti podařilo potvrdit, že v modelu se nevyskytovala heteroskedasticita, multikolinearita a model byl správně specifikován, přičemž náhodná složka měla normální rozdělení. Při ověřování autokorelace byla pomocí Durbin-Watsonova testu vyloučena autokorelace prvního řádu na 1% hladině významnosti. Při ekonomické verifikaci bylo potvrzeno, že změny nezávislých proměnných v modelu ovlivňují export v souladu s ekonomickou teorií. S růstem směnného kurzu o jeden procentní bod se za jinak nezměněných okolností sníží růst exportu o -0,329 procentních bodů. S růstem hrubého domácího produktu ČR o jeden procentní bod se za jinak nezměněných okolností zvýší růst exportu o 1,045 procentních bodů. S růstem hrubého domácího produktu Německa o jeden procentní bod se za jinak nezměněných okolností zvýší růst exportu o 1,410 procentních bodů. Modelem je vysvětleno 55 % proměnlivosti vývozu a z predikce je patrný klesající trend vývoje růstu exportu; tento jev lze vysvětlit tím, že ČR konverguje k vyspělým zemím a s využitými výrobními kapacitami klesají možnosti navyšovat export oproti hodnotě exportu z minulého období.

Ve zkoumaném modelu ovlivňoval v krátkém období směnný kurz v souladu s teorií hodnotu exportu negativně, avšak na základě grafické analýzy se předpokládá, že změna směnného kurzu povede se zpožděním 9, či 15 měsíců ke kladnému ovlivnění vývozu. To by vyžadovalo celý proces ekonometrického modelování zopakovat, což by mohlo být námětem, jak navázat na tuto práci. Ačkoli vliv směnného kurzu na export byl v modelu oproti jiným veličinám malý a pro zvýšení vývozu by bylo vhodnější využít jiných nástrojů, tak devizové intervence splnily svůj účel. V době psaní diplomové práce, kdy ještě probíhaly intervence, se inflace pohybovala kolem hodnoty 0,5 %. Nyní v prvním kvartále 2018 se inflace pohybuje v intervalu vytyčeném ČNB. V krátkém období se dá toto rozhodnutí považovat za úspěšné, nicméně je třeba zvážit, jaké to bude mít následky v delším časovém úseku. Současně ekonomika roste 5% tempem, avšak začíná se přehřívat a jako za jedny ze symptomů lze považovat nedostatek pracovní síly na trhu práce a také růst cen nemovitosti.

Seznam použité literatury

Knížní zdroje

BALDWIN, Richard E. a Charles WYPLOSZ. 2013. *Ekonomie evropské integrace*. 4. vyd. Praha: Grada. ISBN 978-80-247-4568-8

CIHELKOVÁ, Eva. 2008. *Mezinárodní ekonomie II*. V Praze: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. 258 s. ISBN 978-80-7400-054-6.

DAMODAR N. GUJARATI a DAWN C. PORTER., 2009. *Basic Econometrics*. Pátá edice. Boston, Mass: McGraw-Hill. ISBN 978-007-1276-252.

DVOROKOVÁ, Kateřina, KOVÁŘOVÁ Jana a Monika ŠULGANOVÁ. 2012. *Ekonometrické modelování konvergence ekonomické a cenové úrovně: analýza průřezových a panelových dat*. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava. ISBN 978-80-248-2543-4.

FOJTÍKOVÁ, Lenka a Bohdan VAHALÍK. 2015. *Zahraniční obchod České republiky pod vlivem globalizačních jevů a procesů*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava. ISBN 978-80-248-3822-9.

HANČLOVÁ, Jana. 2012. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-7431-088-1.

HLAVÁČEK, Karel. 2013a. *Mezinárodní obchod*. In *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada. Expert (Grada). Kapitola 14, s 288-310. ISBN 978-80-247-4386-8.

HLAVÁČEK, Karel. 2013b. *Platební bilance*. In *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada. Expert (Grada). Kapitola 15, s 311-321. ISBN 978-80-247-4386-8.

HOLMAN, Robert. 2010. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. 424 s. ISBN 978-80-7179-861-3.

HOOVER, Kevin D. 2014. *Applied intermediate macroeconomics*. New York: Cambridge University Press. 897 s. ISBN 978-1-107-43682-4.

HUŠEK, Roman, 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.

KALÍNSKÁ, Emilie a kol. 2010. *Mezinárodní obchod v 21. století*. Praha: Grada. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3396-8.

KRUGMAN, Paul R. a Robin WELLS. 2015. *Macroeconomics*. 4th edition. New York, NY: Worth Publishers. ISBN 14-641-1037-9

LEJNAROVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR, 2009. *Základy ekonometrie v příkladech*. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1564-9.

ŠTĚRBOVÁ, Ludmila. 2013. *Mezinárodní obchod ve světové krizi 21. století*. Praha: Grada. Expert (Grada). 364 s. ISBN 978-80-247-4694-4.

Internetové zdroje

BAILEY, Martin J., TAVLAS, George S. a Michael ULAN. 1987. *The impact of exchange-rate volatility on export growth: Some theoretical considerations and empirical results*. In: *Journal of Policy Modeling* [online]. 9(1), s. 225-243 [cit. 2017-03-13]. DOI: 10.1016/0161-8938(87)90010-X. ISSN 01618938. Dostupné z: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/016189388790010X>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017a. *Devizové kurzy (měsíční průměr)* [online] [2017]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.VYSTUP?p_period=1&p_sort=2&p_des=50&p_sestuid=34451&p_uka=7&p_strid=AECA&p_od=199301&p_do=201703&p_lang=CS&p_format=0&p_decsep=%2C

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017b. *Devizové obchody ČNB* [online] [2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_trhy/devizovy_trh/dev_obchody.xls

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017c. *Stav devizových rezerv* [online] [2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_strid=ADC&p_sestuid=29428&p_tab=1&p_lang=CS

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017d. *Měnověpolitické nástroje* [online] [2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/mp_nastroje/index.html

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017e. *Obecná míra nezaměstnanosti 15-64 letých (%)* [online] [2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=21751&p_strid=ACHAB&p_lang=CS

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017f. *Oficiální úrokové sazby ČNB (měsíční průměr) (%)* [online] [2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=108&p_strid=AEAA&p_lang=CS

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. 2017g. *Položky Přímých investic v mil. CZK* [online] [2017]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.VYSTUP?p_period=3&p_sort=2&p_des=50&p_sestuid=29321&p_uka=3&p_strid=ADABBC&p_od=199303&p_do=201612&p_lang=CS&p_format=0&p_decsep=%2C

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2017a. *Indexy cen vývozu a dovozu - listopad 2016*. [online] [16. 1. 2017]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/11350/34525826/gize011617.xlsx/fd2ce765-df82-495d-9235-2ea352f86f60?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2017b. *Indexy spotřebitelských cen podle klasifikace COICOP - míra inflace* [online] [2017]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&z=T&f=TABULKA&skupId=43&katalog=31779&pvo=CEN08C&pvo=CEN08C#w>
=

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2016a. *Zahraniční obchod ČR - měsíční údaje - říjen 2016. Vývoz do vybraných států*. [online] [7. 12. 2016]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/32619218/241013-161010.xlsx/3a3e2b5e-b2e8-4d7b-a82c-bb32c3fec15a?version=1.0>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2016b. *Zahraniční obchod ČR - měsíční údaje - říjen 2016. Zahraniční obchod podle tříd SITC*. [online] [7. 12. 2016]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/32619218/241013-161015.xlsx/d434475f-aff9-484a-8138-2c05d84f6c5f?version=1.0>

DELL'ARICCIA, Giovanni, 1998. Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows. Evidence From the European Union. In: *IMF Working Papers* [online]. **98**(107), s. 1- [cit. 2017-03-15]. DOI: 10.5089/9781451852950.001. ISSN 1018-5941. Dostupné z: <http://elibrary.imf.org/view/IMF001/02167-9781451852950/02167-9781451852950/02167-9781451852950.xml>

DELOITTE. 2018. *Výhled české ekonomiky na rok 2018* [online] [2018]. Dostupné z: <https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/cz/Documents/deloitte-analytics/Vyhled-ceske-ekonomiky-na-rok-2018.pdf>

EUROSTAT. 2016a. *GDP and main components* [online] [21. 9. 2016]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=namq_10_gdp&lang=en

EUROSTAT. 2016b. *Gross domestic expenditure on R&D (GERD)* [online] [8. 11. 2016]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=t2020_20&plugin=1

E15. 2017. *Intervence přinesly exportérům přímo 687 miliard korun* [online] [30. 3. 2017]. Dostupné z: <http://zpravy.e15.cz/intervence-cnb/intervence-prinesly-exporterum-primo-687-miliard-korun-1330597>

FXSTREET. 2016. *ČNB pokračuje v devizových intervencích* [online] [4. 8. 2016]. Dostupné z: <http://www.fxstreet.cz/cnb-pokracuje-v-devizovych-intervencich.html>

CHOWDHURY, Abdur R. 1993. *Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error- Correction Models*. The Review of Economics and Statistics [online]. 75(4), 700- [cit. 2017-03-14]. DOI: 10.2307/2110025. ISSN 00346535. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/2110025?origin=crossref>

INTERNATIONAL MONETARY FUND. 2014. *Anunal Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2014* [online] [8. 9. 2014]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/nft/2014/areaers/ar2014.pdf>. ISSN (Online) 2304-0831

KOMÁREK, Luboš, MOTL, Martin, NOVOTNÝ, Filip, PROKOP, Ladislav. 2012. *Německá ekonomická "lokomotiva" a česká ekonomika. Politická ekonomie* [online]. 2012 Vol. 60 No. 4, s 442-458. Dostupné z: <https://doi.org/10.18267/j.polek.856>. ISSN (Online) 2336-8225

KURZYCZ. 2002. *AFT: Bankovní rada přiznala devizové intervence* [online] [6. 8. 2002]. Dostupné z: <http://www.kurzy.cz/zpravy/49032-aft-bankovni-rada-priznala-devizove-intervence/>

MELECKÝ, A. *Řízení devizových kurzů (přednáška)*. Ostrava: VŠB-TUO EKF, 14. 11. 2016. Dostupné z:

http://lms.vsb.cz/pluginfile.php/546459/mod_folder/content/0/%C5%98%C3%ADzen%C3%AD%20devizov%C3%BDch%20kurz%C5%AF.pdf?forcedownload=1

Stanford University, 2012a. *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 5% Significance Level* [online] [29. 4. 2012]. USA: Stanford University, 2013. Dostupné z: <http://web.stanford.edu/~clint/bench/dw05a.htm>

Stanford University, 2012b. *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 1% Significance Level* [online] [29. 4. 2012]. USA: Stanford University, 2013. Dostupné z: <https://web.stanford.edu/~clint/bench/dw01a.htm>

UNITED NATIONS STATISTICS DIVISION. 2007. *Detailed structure and explanatory notes - SITC Rev.4* [online] [2007]. Dostupné z: <https://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=28>

ÚŘAD PRO OCHRANU HOSPODÁŘSKÉ SOUTĚŽE (ÚOHS). 2005. *Český Telecom v rozhodnutích ÚOHS* [online] [2005]. Dostupné z: http://www.uohs.cz/download/Informacni_listy/2005/Infolist2005-02Telecom.pdf

ÚŘAD PRO OCHRANU HOSPODÁŘSKÉ SOUTĚŽE (ÚOHS). 2002. *Informační list Úřadu pro ochranu hospodářské soutěže č. 2/2002* [online] [2002]. Dostupné z: https://www.google.cz/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=2&ved=0ahUKewic3qm78OnSAhXGrxoKHYe5ADYQFggbMAE&url=https%3A%2F%2Fwww.uohs.cz%2Fdownload%2FInformacni_listy%2F2002%2FInfolist2002-02fuze.pdf&usg=AFQjCNFMZQbDMoIchAUMgg5Bd-xrbWwI3w&sig2=_z6BhW59uGWJoKJYeHJNFw&bvm=bv.150120842,d.d2s&cad=rja

ÚŘAD PRO OCHRANU HOSPODÁŘSKÉ SOUTĚŽE (ÚOHS). 2007. *Významné události roku 2007* [online] [2007]. Dostupné z: http://www.uohs.cz/download/Informacni_listy/2007/infolist_2007_06_vyznamne_udalosti.pdf

WORLD BANK. 2017a. *Merchandise exports (current US\$)* [online] [3. 1. 2017]. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.MRCH.CD.WT?end=2015&start=2000>

WORLD BANK. 2017b. *Service exports (BoP, current US\$)* [online] [3. 1. 2017]. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator/BX.GSR.NFSV.CD?end=2015&start=2000&view=chart>

Seznam zkratek

CI	Podmíněný index matice (Condition Index)
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
ČSU	Český statistický úřad
CZK	Koruna česká (Czech koruna)
df	Stupně volnosti
DW	Durbin-Watson
ESS	Vysvětlený součet čtverců (Explained Sum of Squares)
EUR	Euro
FDI	Foreign direct investments (přímé zahraniční investice)
HDP	Hrubý domácí produkt
IMF	Mezinárodní měnový fond (International Monetary Fund)
KS	Kolmogorov-Smirnov (test)
MNČ	Metoda nejmenších čtverců
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (Organisation for Economic Co-operation and Development)
RSS	Reziduální součet čtverců (Residual Sum of Squares)
SITC	Standartní mezinárodní klasifikace zboží (Standart International Trade Classification)
TOL	Statistika tolerance (Tolerance)
TSS	Úplný součet čtverců (Total Sum of Squares)
USD	Americký dolar (United States dollar)
VaV	Výzkum a vývoj
VIF	Faktor změny variability (Variance Inflation Factor)

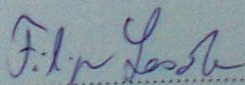
Prohlášení o využití výsledku diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne

23. 4. 2018



Filip Lasota